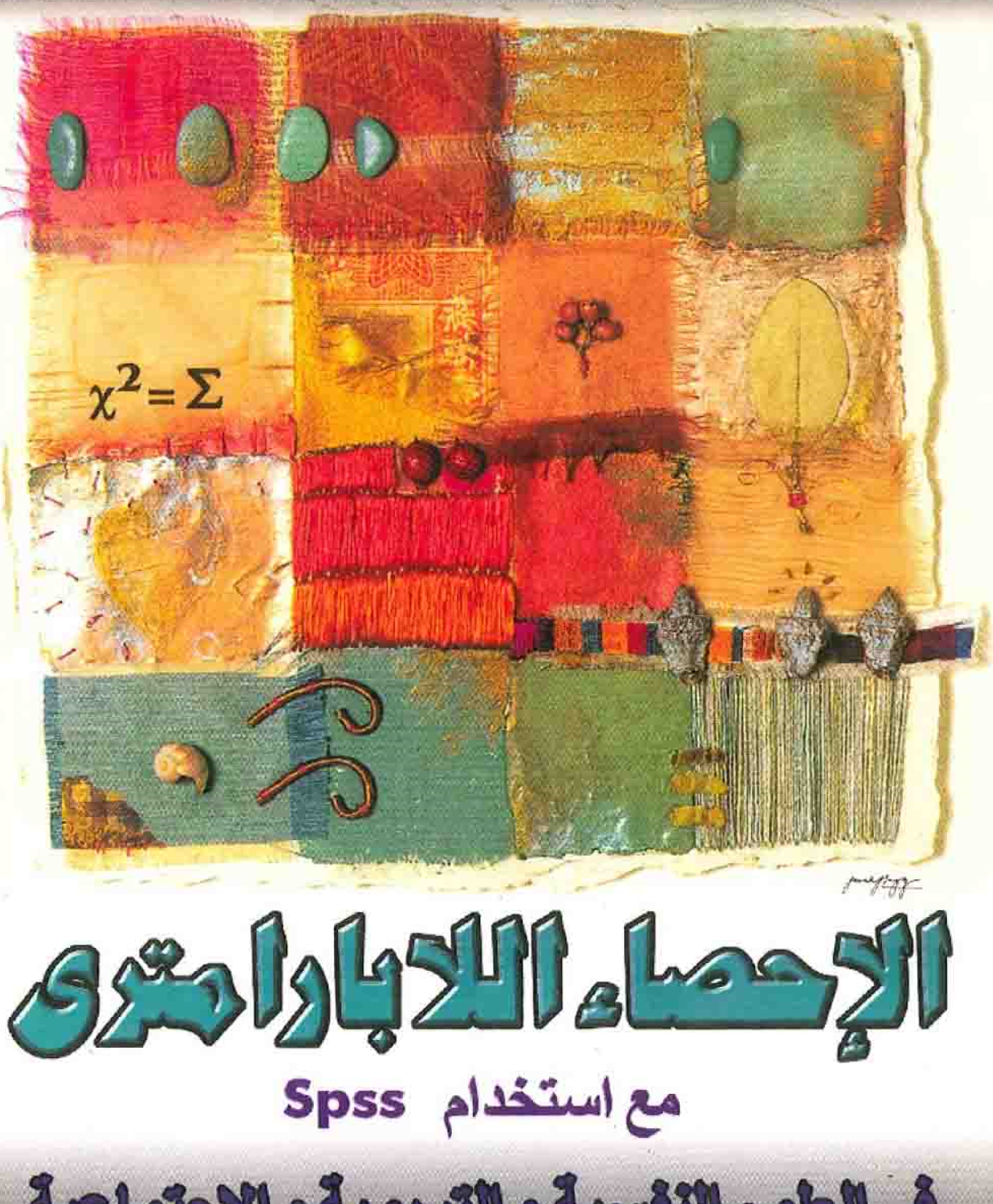
دكتور زكريا أحمد الشربينى



الإحصاء اللابارامترى

مع استخدام Spss

فى العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية

مكتبة الأنجلو المصرية

الإحصاء اللابارامترى

مع استخدام SPSS

في العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية

دكتور / زكريا الشربينى
أستاذ بكلية العلوم الإنسانية والاجتماعية
مدير مركز الانتساب الموجه
جامعة الإمارات العربية المتحدة

١٤٢١ هـ / ٢٠٠١ م

مكتبة الأنجلو المصرية

إسم الكتاب : الإحصاء اللابارامترى مع إستخدام SPSS

إسم الكاتب : د. زكريا الشربينى

الناشـــــر : مكتبة الأنجلو المصرية

تنسيق وجمع كمبيوتر : ميجا سنتر

الطباعــــة: محمد عبد الكريم حسان

رقم الإيـــداع : 2001 / 5117

الترقيم الدولى : I-S-B-N 977-05-1835-6

بسم الله الرحمن الرحيم

رحم الله العماد الأصفهانى القائل :

إنّي رأيتُ أنّه لا يكتُبُ إنسانٌ كتاباً في يومه إلّا قالَ في غده : لَوْ غُيِّرَ هذا لكَانَ أحسَنَ. ولو زيد هذا لكانَ يُستَحسَنُ . ولَوْ قُدِّمَ هَذا لكانَ أفضَلَ . ولو تُرِكَ هَذا لكانَ أجْمَلَ . وهَذا من أعظَم العِبَر . وهُو دليلٌ علي استيلاءِ النقصِ علي جُمْلَة البشر .

إهــداء

إلى ذكرى والدى وأستاذى الجليل .. الفاضل الكريم طيب الله ثراه

الأستاذ الدكتور / حامد العبد

إلى ذكرى أستاذى العزيز طيب الله ثراه ...

الأستاذ الدكتور/ فؤاد البهى

تقديم الطبعة الثانية

يسعدنى أن أقدم الطبعة الثانية من كتاب «الإحصاء اللابارامترى فى العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية» . بعد أن وجد هذا الكتاب قبولا ولبى حاجة للمكتبة العربية وأرضى رغبة فى المعرفة العلمية للطلبة والباحثين فى العلوم الإنسانية .

الأمر الذى شجعنى على المضى قدما لتطوير وتحديث المحتوى فى ظل الأساليب والتقنيات المعاصرة المستوى . بحيث جاء ت المادة العلمية جديدة فى كثير من المواضع بالإضافة إلى المحتوى السابق بذات الطابع ، مع الاستفادة من تقنيات برنامجية تتمثل فى الحزم الإحصائية التى رفعت من كفاءة معالجة بيانات البحوث ، بعد المبالغة فى المعادلات المطبقة بهذا الخصوص .

ومن ثم دمج استخدام الكمبيوتر ضمن العملية التعليمية والبحثية على نحو يدعم المفاهيم الإحصائية فى العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية ، وقد جاء الاهتمام بالحزمة SPSS فى هذا الكتاب ومانتبعه من خطوات لمعالجة البيانات والصورة التى يمكن أن تظهر عليها النتائج بعد إيضاح الشروط للقارئ ، فى اختيار تصميم احصائى دون غيره ، بالإضافة إلى مواد أخرى كثيرة رأيت إضافتها مستهدفاً تحقيق مزيد من الفوائد المبتغاة والأهداف المتوخاة ، من نشر الجديد فى المعرفة والتوعية العلمية فى ميدان البحوث الأكاديمية . فلئن وفقت إلى بعض من هذا كنت حقاً سعيداً غاية السعادة وبين مصر والإمارات أضيف وأحسن فى المعادلات والعبارات والصفحات حتى جاء الكتاب على النحو الذى بين يدى القارئ الكريم .

فإلى طلبة العلم والقائمين على البحوث الذين يؤمنون بأن الكتابة رسالة قبل أن تكون مهنة ، وأمانة قبل أن تكون تجارة ، فتأتى أعمالهم العلمية عصارة جهد وخبرة وإستجابة للتغيرات المعاصرة ، وتكون قناديل تضئ الطريق فى وقت قد يشتد فيه

الظلام . أو يحتـاج إلى مـزيد من النور . وجل طموحنا أن نكون قـد فدنا وأضفنا بما قدمناه هنا إلى ما أسداه أساتذتنا وهم الأمهر والأقدر .

وإنه جهد المشارك فرحة الانسان بالبزوغ الجديد من أفق قلبه .

وجهد الواثق من أن الله غالب على أمره ، وجهد المطمئن إلى أن الله بالغ أمره ... إن ربى لطيف لما يشاء أنه هو العليم الحكيم .

القاهرة – مصر الجديدة
الاثنين ١٥ يناير ٢٠٠١ م

زكريا الشربينى

تقديم الطبعة الأولي

الإنسان ظاهرة معقدة كما نعلم مما يجعل التنبؤ بسلوكه أمراً من أصعب الأمور، فالأفراد يختلفون بعضهم عن بعض اختلافاً بيناً ، والإنسان الفرد يختلف عن نفسه في ظروف مختلفة وتختلف ردود فعله واستجاباته تبعاً لعوامل كثيرة بعضها داخلى يتعلق بالإنسان نفسه وبعضها خارجى يتعلق بالظروف المواتية والبيئية المحيطة .

والباحث فى مجال العلوم الإنسانية فى حاجة إلى أساليب دقيقة تمكنه من وصف الخاصية المقاسة ومقارنة وتحديد العوامل والمتغيرات التى لها فعالية على سلوك الفرد موضع دراسته وتصرفاته .

والإحصاء من الأساليب التى تمكن الباحثين من التحقق من صحة الفروض بدقة فى مجالات مختلفة ومنها مجالات علم النفس والتربية والاجتماع .

وكما هو معروف فإن الأساليب الإحصائية الاستدلالية تصنف إلى أساليب بارامترية وأخرى لابارامترية . والكتاب الحالى يهتم بالمجال اللابارامترى وإحصاء العينات الصغيرة ومعالجة البيانات التى على صورة النسبة والرتبية ومعالجة البيانات ذات التوزيعات الحرة .

ولا ندعى أننا قد أتينا بكل جديد لم نسبق فيه أو أننا أتينا على الموضوع كله ، غير أنه يمكن أن نذكر بتعرض هذا الكتاب لأهم المواضع التى تعد فى الواقع نقط الانطلاق لتنطيق الأرقام فى مجال العلوم الإنسانية . وقد روعى قدر الإمكان تبسيط هذه المواضع وتنوعها واضعين نصب أعيننا إفادة من لم يسبق له دراسة الإحصاء .

ولعلنا نتذكر المثل القائل : العين تجهل نفسها وتدرك ما قد حلى فى موضع الشهب ، وعلى هذا فإننى أرحب شاكراً بكل ملاحظات أساتذتى وزملائى والقراء الأعزاء لهذا الكتاب عسى الاستقامة والتصويب .

ولايفوتنى أن أقدم خالص شكرى وإعزازى وتقديرى إلى أخى الحبيب سعادة العقيد دكتور مهندس/ محمد نجيب أحمد الشربينى على ماتفضل به من جهد ومعاونة على إخراج هذا الكتاب فشكر الله له صنيعه .

والله نرجوه أن ينتفع بهذا الكتاب الباحثون فى مجالات علم النفس والتربية والاجتماع ، إنه سميع مجيب ، يؤتي الحكمة من يشاء ، ومن يؤت الحكمة فقد أوتى خيراً كثيراً .

القاهرة : مصر الجديدة
فى ١٥ يوليو ١٩٩٠

زكريا الشربينى

• لايجوز أن يستخدم اقتباس أو إعادة نشر أو طبع بالرنيو للكتاب أو أى جزء منه دون إذن خطى من المؤلف .

الفهـــرس

الموضوع | الصفحة

الفصل الأول
«التعريف بالإحصاء فى العلوم الإنسانية»

أولاً : علم الإحصاء والعلوم الإنسانية ١٩
ثانياً : المفردة والعينة والمجتمع ٢٠
ثالثاً : أنواع العينات ٢١
رابعاً : مصادر جمع البيانات ٢٣
خامساً : المعلمات والإحصاءات ٢٤
سادساً : المتغـــير ٢٥
سابعاً : تصنيف المتغيرات ٢٥
ثامناً : التوزيعات الإحصائية ٢٩
(أ) التوزيعات التكرارية ٢٩
(ب) التوزيعات الاحتمالية ٣٨
١ – توزيع ذى الحدين ٣٩
٢ – توزيع بواسون ٤٣
٣ – التوزيع المعتدل ٤٦
٤ – توزيع ستيودنت ٥٠
٥ – توزيع مربع كاى ٥٢

الفصل الثانى
«الفـــروض واخـــتبارها»

أولاً : الفروض ٥٧
١ – الفرض ٥٧
٢ – الفرض العلمى والفرض الإحصائى ٥٧
٣ – صياغة الفرض ٥٨
٤ – التحقق من (اختبار) الفروض الإحصائية ٦٠
٥ – أنواع الأخطاء القرارية ٦٠
٦ – الفرض الجيد ٦٠

ثانياً : مسلمات (افتراضات) البحث ٦١
ثالثاً : مستوى الدلالة ٦٢
رابعاً : قوة الاختبار ٦٣
خامساً : الاختبار ذو اتجاه واحد أو اتجاهين ٦٤
سادساً : خطوات التحقق من الفروض ٦٥
سابعاً :اختبار والد – والف ويتز للتجمعات العشوائية ٦٦
ثامناً : اختبار كاى تربيع من أجل حسن المطابقة ٧٨
تاسعاً : طريقة بيانية للكشف عن الاعتدالية ٨٢
عاشراً : خصائص المقدرات فى العينات الصغيرة ٨٥

الفصل الثالث
«اللابارامترية فى البحوث الإنسانية»

أولاً : معنى الطريقة اللابارامترية ٩٧
ثانياً : النموذج اللابارامترى المناسب ١٠١
(أ) النموذج اللابارامترى فى حالة الفروض الارتباطية ١٠٢
(ب) النموذج اللابارامترى فى حالة الفروض الفارقة ١٠٣
ثالثاً : الحزم الإحصائية فى البحوث الانسانية ١٠٥
رابعاً : التحليل الإحصائى اللابارامترى على حزمة البرامج SPSS ١٠٥

الفصل الرابع
«التحقق من الفروض الارتباطية لابارامتريا»

أولاً : أساليب ارتباطية بين متغيرين رتبيين ١١٥
١ – معامل ارتباط سبيرمان للرتب ١١٥
٢ – معامل جاما ١٢٢
٣ – معاملات ارتباط كندال ١٣٢
٤ – معامل اتفاق كندال ١٤٠
٥ – معامل اتساق كندال ١٤٦
٦ – معامل سومر ١٥١
ثانياً : أساليب ارتباطية بين متغيرين أحدهما رتبى والآخر اسمى ١٥٥
١ – معامل الارتباط الثنائى للرتب (معامل كوريتون) ١٥٧

٢ – معامل ثيتا (معامل فريمان) ١٦١
٣ – معامل الاقتران الاسمى – الرتبى لويلكوكسن ١٦٧
ثالثاً : أساليب ارتباطية بين متغيرين اسميين ١٧٥
١ – معامل الاقتران الرباعى ١٧٧
٢ – معامل ارتباط فاى ١٨٠
٣ – معامل الارتباط الرباعى بمعلومية معامل فاى ١٨٥
٤ – معامل التوافق (معامل كنتجنسى) ١٨٩
٥ – معامل كرامير ١٩٤
٦ – معامل تشيبرو ٢٠٠
٧ – اختبار الاستقلالية ٢٠١
٨ – معاملات لامدا ٢٠٤
رابعاً : أساليب الكشف عن الاتجاه ٢١٥
١ – اختبار الإتجاه ٢١٧

الفصل الخامس

«التحقق من الفروض الفارقة لابارامتريا»

أولاً : أساليب فارقة فى مجموعة واحدة ذات بيانات اسمية ٢٢٣
١ – اختبار ذى الحدين ٢٢٥
٢ – اختبار مربع كاى ٢٣٠
٣ – اختبار كولموجورف – سميرنوف (لعينة واحدة) ٢٣٧
ثانياً : أساليب فارقة لبيانات رتبية فى مجموعتين مستقلتين ٢٤١
١ – اختبار كولموجورف – سميرنوف (لعينتين) ٢٤٣
٢ – اختبار مان – وتنى (اختبار يو) ٢٤٧
٣ – الكشف عن قوة العلاقة مع استخدام اختبار يو ٢٥٤
٤ – اختبار والد – ولف ويتز لدلالة فروق عينتين ٢٥٥
ثالثاً : أساليب فارقة لبيانات اسمية فى مجموعتين مستقلتين ٢٦١
١ – اختبار فشر ٢٦٣
٢ – اختبار مربع كاى لمقارنة مجموعتين ٢٦٥
٣ – اختبار الوسيط ٢٧١

رابعاً : أساليب فارقة لبيانات رتبية فى مجموعتين غير مستقلتين ٢٧٧
١ – اختبار ولكوكسن للأزواج غير المستقلة ذات الإشارة للرتب ... ٢٧٩
٢ – الكشف عن قوة العلاقة مع استخدام اختبار ولكوكسن
لفروق عينتين مترابطتين ٢٨٢
٣ – اختبار الإشارة ٢٨٤
خامساً : أساليب فارقة لبيانات اسمية فى مجموعتين غير مستقلتين ٢٨٩
١ – اختبار ماكنمار ٢٩١
سادساً : أساليب فارقة لبيانات رتبية فى عدد من المجموعات المستقلة ٢٩٥
١ – طريقة كروسكال – واليز ٢٩٧
٢ – الكشف عن قوة العلاقة مع استخدام طريقة كروسكال–واليز . ٣٠٥
٣ – اختبار جونكهير لعدة عينات مستقلة ٣٠٨
سابعاً : أساليب فارقة لبيانات اسمية فى عدد من المجموعات المستقلة ٣١١
١ – اختبار مربع كاى ٣١٣
٢ – اختبار الوسيط ٣١٧
ثامناً : أساليب فارقة لبيانات رتبية فى عدد من العينات غير المستقلة ٣٢٣
١ – اختبار فريدمان ٣٢٥
٢ – الكشف عن قوة العلاقة مع إستخدام اختبار فريدمان ٣٣٢
تاسعاً : أساليب فارقة لبيانات اسمية في عدد من العينات غير المستقلة ٣٣٣
١ – اختبار كوجران (اختبار كيو) ٣٣٥

الفصل السادس

«دلالة التشتت الكيفى ونسبة التركيز(جينى – الشربينى)» ٣٣٩
الملاحق ٣٥٩
المراجع :
المراجع العربية ٤٠٧
المراجع الأجنبية ٤٠٨

الفصل الأول

التعريف بالإحصاء
فى
العلوم الإنسانية

الفصل الأول

التعريف بالإحصاء فى العلوم الإنسانية

أولاً : علم الإحصاء والعلوم الإنسانية :

لقد اشتقت كلمة إحصاء من الفعل المضارع يحصى والفعل الماضى أحصى، وقد وردت مشتقاتها فى مواضع من كتاب الله الكريم. وقد جاء ذكرها لتشير إلى الحصر والعدد، كما فى الآية ٣٤ من سورة إبراهيم ﴿وإن تعدوا نعمة الله لا تحصوها﴾ ، والآية ٦ من سورة المجادلة ﴿أحصاه الله ونسوه﴾ ، والآية ٢٨ من سورة الجن ﴿وأحاط بما لديهم وأحصى كل شى عددا﴾.

وعرف الإحصاء statistics بأنه علم الدولة وهو لفظ اشتق من الكلمة اللاتينية status وذلك لأن الإحصاء كان يعنى جمع البيانات الخاصة بالدولة مع تلخيصها ورصدها على شكل رسوم وجداول ، ونود الإشارة إلى أن مثل هذه العمليات ما هى إلا مقدمة بسيطة جداً لتحليل البيانات إحصائياً .

فالإحصاء هو العلم الذى يختص بالطرق العلمية لجمع البيانات وتنظيمها وعرضها وتحليلها بهدف الوصول إلى نتائج وقوانين تحكمها ، واتخاذ القرارات المناسبة .وهناك قسمان رئيسيان للإحصاء هما الإحصاء الوصفى والإحصاء الاستدلالى Descriptive statistics and inferential statistics .

أما الإحصاء الوصفى فيهتم بالأساليب الخاصة بتنظيم البيانات وعرضها فى جداول ورسوم بيانية أو أشكال هندسية ، وحساب ما نطلق عليه مقاييس النزعة المركزية مثل المتوسط والوسيط والمنوال وكذا حساب ما نطلق عليه مقاييس التشتت مثل المدى والانحراف المعيارى والتباين وغير ذلك من المقاييس.

أما الإحصاء الاستدلالى أو الاستنتاجى فيهتم بالطرق التى تكشف وتستدل على المجتمع اعتماداً على ما توافر من بيانات خاصة بالعينة المأخوذة منه وتتناول ما يعرف بنظرية التقدير واختبارات الفروض ومستويات الدلالة .

والإحصاء لدى الباحثين فى العلوم الإنسانية (علم النفس – التربية – الاجتماع ...) يلعب دوراً هاماً فى إعطاء الخاصية المقاسة معنى ؛ مما يؤدى إلى فهم أوضح

من خلال التقدير الكمى فضلاً عن الكيفى للسلوك. فإذا هدف باحث إلى تعرف التوافق النفسى لدى مجموعة من أطفال المدرسة الابتدائية، فإن سلسلة الإجراءات التى تستخدم لتحديد مستوى التوافق لدى هذه الفئة من الأطفال هو الإحصاء. وهناك صعوبة فى معرفة مستوى التوافق النفسى دون دراية بالأساليب الإحصائية التى يجب استخدامها مع البيانات أو الدرجات التى حصل عليها كل طفل من أطفال المجموعة فى اختبارات التوافق المستخدمة، ولأنه غالباً ما يترتب على النتائج اتخاذ قرارات فيجب أن تكون الأساليب المستخدمة مناسبة لطبيعة ونوعية البيانات التى يعطيها الاختبار المستخدم فى البحث. إن هناك من الدراسات التى فقدت قيمتها العلمية نتيجة لعدم الدقة فى إحدى الخطوات المتبعة، وأن معظم مصادر فقد القيمة يعود إلى الأساليب الإحصائية غير المناسبة التى تم الاعتماد عليها.

ثانياً : المفردة والعينة والمجتمع :

كلمة مفردة تعنى الكائن (إنسان – حيوان ....) أو شخصاً كالطالب والطفل أو شيئا كالفأر والكتاب والمدرسة ودار الحضانة .

فالمفردة فى لغة الإحصاء تعنى كائناً متحركاً أو جامداً يمكن أن يقاس أو يعد عداً . ووحدة العينة Sampling Unit هى المفردة .

أما كلمة عينة Sample فتطلق على التجمع الذى يضم عدداً من المفردات أو الأفراد . فالباحث حينما يريد دراسة أحد الأبعاد أو السمات لمجموعة من الأفراد لايستطيع أن يقوم بالملاحظات لكل الناس الذين يمثلون هؤلاء الأفراد، لكن بإمكانه أن يأخذ فكرة تقريبية على الأقل للخاصية المقاسة فيكتفى باقتطاف عينة من الزهور مثلاً أو أخذ عينة من الأفراد قد تكون كبيرة (٣٠ مفردة فأكثر) أو صغيرة (أقل من ٣٠) تمثل جميع المفردات أو هذا النوع من الزهور، وهذا العدد المحدود المأخوذ صدفة أو عشوائياً أو عمديا أو .... يطلق عليه اسم عينة .

أما كلمة مجتمع Pouplation فتطلق على كل الكائنات أو الأشياء التى يمكن أن نسحب منها عينات، وكما أن الفرد هو جزء من العينة فإن العينة جزء من المجتمع، ومن ثم فالمجتمع أعم وأشمل من العينة ويضم عدداً من العينات .

فمجتمع الأطفال فى الفئة العمرية ٩ – ١٢ سنة هم جميع أطفال جمهورية مصر العربية فى تلك الفئة العمرية ، أما إذا أخذنا مجموعة من أطفال هذه الفئة قيل عنها

عينة، وكل طفل داخل هذه المجموعة المأخوذة يقال عنه فرد أو مفردة.

ونظراً لتعذر تطبيق الاختبارات النفسية مثلاً أو إجراء الدراسة على جميع أفراد مجتمع البحث وليكن أطفال الفئة العمرية ٩ - ١٢ سنة لأن ذلك أدعى لصدق النتائج، نلجأ لاختيار عينة منهم.

ويصبح تعميم نتائج البحث ممكناً على جميع أطفال جمهورية مصر العربية فى ٩ - ١٢ سنة إذا كانت العينة المختارة ممثلة للمجتمع الأصل وهذا التمثيل للعينة يتطلب:

١ - تشابه الصفات والخصائص الموجودة بين أفراد العينة بالخصائص والصفات الموجودة بين أفراد المجتمع الأصل.

٢ - تكافؤ الفرص لجميع أفراد المجتمع الأصل بحيث يمكن أن يكون فرداً من أفراد العينة.

٣ - موضوعية الاختيار وعدم التحيز لنوعية من الأفراد دون غيرها.

٤ - التناسبية بين عدد أفراد العينة وعدد الأفراد الذين يشكلون المجتمع الأصل، وبالرغم من أهمية هذا المطلب إلا أنه لا يوجد اتفاق على هذه النسبة بين أفراد العينة وأفراد المجتمع الأصل. إلا أن المتعارف عليه أنه كلما زاد حجم العينة كان تمثيل العينة للمجتمع الأصل أصدق.

ثالثاً: أنواع العينات kind of samples:

هناك طرق مختلفة لاختيار العينة مما يجعلها نوعاً مميزاً عن غيرها.

(أ) الطريقة العشوائية: Random Method

تعنى العشوائية هنا إتاحة فرص متساوية لكل مفرده أو فرد من أفراد المجتمع كى يقع أو يكون ضمن أفراد العينة المختارة.

فإذا أعطينا لكل مفردة أو عنصر أو فرد من أفراد المجتمع رقماً مسلسلاً، مثال ذلك إذا كان عدد طلبات قسم دراسات الطفولة ٣٠٠ طالبة.

وأردنا اختيار عينة عشوائية بسيطة Simple Random Sample ترقم الطالبات بالأرقام مفردة ١، ٢، ....٢٩٩ على وريقات متساوية ومتماثلة، وبعد طى هذه الأوراق بطريقة واحدة وخلطها جيداً فى إناء أو قبعة نسحب وريقات بعدد حجم العينة المراد تطبيق الدراسة عليه، ونعتبرها عينة ممثلة لمجتمع طالبات قسم دراسات

الطفولة. وبدلاً من سحب الوريقات بالطريقة السابقة يمكننا استعمال جدول الأرقام العشوائية فنقوم بقراءة الجدول رأسيًا حيث كتابة الأرقام على الوريقات على شكل خانات (آحاد عشرات مئات) لأن حجم العينة الكلى ٣٠٠.

وبالتالى سوف يكون الترقيم ٠٠١ ، ٠٠٢ ، ٠٠٣ ، ٢٩٩ وعند قراءة جدول الأرقام العشوائية رأسياً نترك العدد الذى يكون أكبر من عدد المجتمع، ونأخذ العدد الذى يكون أصغر من المجتمع، ونتوقف عن القراءة عند التوصل لعدد العينة المراد أخذه من المجتمع الأصل ٣٠٠ ويقال عن اختيار العينة بهذه الطريقة اختيار عينة عشوائية باستخدام الجداول العشوائية.

وهناك العينة العشوائية الطبقية Stratified Random Sample وتعتمد على بعض الخصائص كالعمر والجنس .. وفى هذه الحالة يقسم المجتمع الأصل إلى مجموعات تبعاً للخاصية التى يتكون منها، وتسمى كل مجموعة طبقة [مجتمع طلاب علم نفس = مجموعة أو طبقة ذكور + مجموعة أو طبقة إناث] ويقوم الباحث باختيار عينة عشوائية إما بطى الأوراق أو باستخدام الجداول العشوائية من كل طبقة، وعند ضم العينات العشوائية المسحوبة يكون مجموعها عينة أكبر تسمى بالعينة الطبقية، ويعتمد أحياناً حجم كل عينة عشوائية (طبقة) على نسبة وجودها فى المجتمع الأصل.

فإذا أردنا اختيار عينة حجمها ١٠٠٠ فرد من طلاب علم النفس من مجتمع ما. وكانت نسبة الذكور إلى الإناث فى هذا المجتمع ٢ : ٣ فإننا نختار ٤٠٠ من الذكور، ٦٠٠ من الإناث.

(ب) الطريقة العنقودية Cluster Method

وحدة العينة فى هذه الطريقة ليست عنصراً أو مفردة أو فرداً وإنما مجموعة وفيها يختار الباحث مثلاً عينة من عدة دور حضانة اختياراً عشوائياً، ومن ثم يطبق دراسته على كل طفل من أطفال الحضانات المختارة.

وعندما يختار الباحث عينة من فصول كل دار اختياراً عشوائياً ويطبق اختباراته أو دراسته على جميع أطفال الفصول التى تم اختيارها عشوائياً يقال أن هذا الأسلوب أو الطريقة عنقودى متعدد المراحل.

ويعتمد على هذه الطريقة عندما تكون هناك :

١- صعوبة فى الاختيار للفرد أو العنصر لكثرة أفراد المجتمع الأصل.

٢- صعوبة فى الاختيار للفرد أو العنصر لصعوبة الحصول على معلومات عن الأفراد.

(جـ) طريقة الصدفة : Accidental Method

فى هذه الحالة لا يتم الاختيار طبقاً لأى تنظيم، ولكن ما يتوصل أو يتحصل عليه صدفة أو من يشارك من الأفراد متطوعاً فى البحث. وينطوى تحت هذه الطريقة أول ثلاثين طفلاً يدخلون الروضة مثلا .

(د) الطريقة المقصودة أو العمدية : Purposeful Method

إن أساس الاختيار فى هذه الحالة هو معلومات أو خبرة الباحث ومعرفته أن العنصر أو الفرد هذا أو ذاك يمثل مجتمع البحث. فيتم اختيار الباحث لعدد من المدارس التى يعرف أنها تعبر عن جميع المدارس أو المتوفر .

وحتى لا يقال للعينة بأنها متحيزة أو عليها تحفظات عند استخدام هذه الطريقة يجب على الباحث أن يشير إلى ما يبرر إقدامه على هذا الأسلوب .

(هـ) الطريقة التدرجية (الحصصية) : Quota Method

يتم فى هذه الطريقة تقسيم المجتمع إلى خصائصه الرئيسية، ثم تمثل فئات التصنيف طبقاً للخصائص فى العينة المطوب اختيارها بنسبة وجودها فى المجتمع فمثلاً إذا كان مجتمع البحث هم العمال، فيتم التصنيف أولاً طبقاً للتخصص، ثم تحدد نسبة مئوية يتم سحبها من كل تخصص ، ولتكن ٤ ٪ ومن ثم التخصص ذو الأعداد الكبيرة يكون تمثيله فى العينة أكبر والتخصص ذو الأعداد الصغيرة يكون تمثيله فى العينة أصغر وهكذا. وكذلك مثلا يقسم المجتمع إلى (طلاب - عمال - أطباء ...)

رابعاً : مصادر جمع البيانات Sources of Data Collection

يعتبر المصدر التاريخى والمصدر الميدانى أهم مصدرين لجمع البيانات.

(أ) المصدر التاريخي :

هو أخذ البيانات من سجلات محفوظة من سنوات سبقت داخل هيئات أو مؤسسات أو وزارات، مثلاً : إذا أردنا معرفة عدد الوفيات بالقاهرة طبقاً للجنس فى الفترة ١٩٥٠ - ١٩٦٠م أو عدد المواليد فى تلك الفترة فيمكن التوصل لذلك عن طريق وزارة الصحة أو السجل المدنى، وكذلك إذا أردنا معرفة تلاميذ المدرسة الابتدائية على مستوى الجمهوريه فى الفترة ١٩٦٧ - ١٩٧٣م فيمكن مراجعة وزارة التربية والتعليم .... وهكذا .

(ب) المصدر الميدانى :

وميدانياً يتم جمع البيانات بأكثر من طريقة.

١- المقابلة الشخصية : Personal Interview

يتم الانتقال إلى أفراد أو عناصر المجتمع المراد جمع البيانات منه وسؤال أفراد العينة أو تطبيق الاختبارات أو الاستبيانات عليهم مع مراعاة العديد من الشروط، مثل مكان التطبيق وحسن المقابلة وسرية ما يجمع من معلومات وعدم الإيحاء للمفحوصين باستجابات معينة . وقد يستخدم لذلك استمارات أو استبيانات أو مقاييس واختبارات توزع على أفراد العينة موضع البحث مثلا ويتم جمعها منهم بعد مرافقتهم لمدة محددة أو طبقاً لشروط التطبيق كما يحدث فى اختبارات القدرات العقلية أو سمات الشخصية الجمعية .

٢- الطريقة البريدية :

تقوم الجهة أو الباحث بجمع البيانات بإرسال الاستبيانات المطلوب الاستجابة عليها إلى الجهات المعنية (مصالح حكومية – مدارس – دور حضانة ....) .

ثم استلام الردود بريدياً ، وإن تميزت هذه الطريقة بقلة التكاليف فى بعض الأحيان إلا أن لها عيوبها مثل فقدان الخطابات أو عدم اهتمام المستجيب، ويعد استلام ٣٠ – ٣٥٪ من جملة الأدوات المرسلة مستجابة نسبة جيدة جداً إذا تمت .

٣- الطريقة الهاتفية :

وهى طريقة سريعة جداً لجمع البيانات، مثال ذلك حينما نريد معرفة أعداد المتخرجين فى كليات جامعة عين شمس فى التخصصات المختلفة أو أراء بعض القيادات أو العوام على بنود استبانة، إلا أنها لا تصلح بالطبع فى حالة الاستبيانات ذات البنود الكثيرة ، أو فى حالة وجود مستجيبين فى بلاد أخرى مما يجعلها مكلفة إذا كانت أعدادهم كبيرة نظراً لطبيعة البحث، فضلاً عن عدم أخذ المفحوص لحريته فى الاستجابة على البنود ذات الطابع الشخصى إذا وجهها له الباحث تليفونياً .

خامساً : المعلمات والإحصاءات :

للمجتمع خصائص متعددة مثل المتوسط $\overline{س}$ والوسيط **ط** .. والانحراف المعيارى **ع** ، كما أن للعينة أيضاً مثل هذه الخصائص متوسط $\overline{س}$ ووسيط ط .. وانحراف معيارى ع ، والقيم التى تتعلق بخصائص المجتمع تسمى معلمات المجتمع

وكل قيمة تتعلق بخاصية للمجتمع تسمى معلماً parameter أما القيم التى تتعلق بخصائص العينة فتسمى إحصاءات العينة ، وكل قيمة تتعلق بخاصية للعينة تسمى إحصاءة Statistic .

سادساً : المتغير Variable

تشير البيانات الإحصائية التي يقوم الباحث بجمعها إلى مقدار الشيء أو الصفة أو الخاصية فى العنصر أو المفردة أو الفرد. فمثلاً نقول درجة خالد فى الابتكار ٢٧ ونسبة ذكاء مها ١٣٠ والمستوى الاقتصادى لعمرو مرتفع وأن هشام فى الصف الرابع الابتدائي وأن ميرام أنثى ، وإذا أخذنا خاصية أو صفة عند مجموعة من الأفراد بحيث تكون هذه الصفة كمية (فى صورة درجات مثلاً) أو نوعية (ذكر – أنثى مثلاً ....) نقول إن هذه الخاصية متغير .

فمثلاً

الإسم	درجات القلق	نسب الذكاء	الجنس	المستوى الإقتصادى
أحمد	٨	١٣٠	ذكر	مرتفع جداً
خالد	١٤	١٠٢	ذكر	منخفض
مها	٦	١٣٠	أنثى	متوسط
عمرو	٥	١٤٠	ذكر	مرتفع
ميرام	٧	٩٠,٥١	أنثى	منخفض جداً
هشام	٩	١٤٥	ذكر	مرتفع

يقال لدرجات القلق عند هؤلاء الأفراد متغير القلق أو يقال للقلق أنه متغير ، ويقال لنسب الذكاء عند هؤلاء الأفراد متغير .

ويقال للجنس (ذكر – أنثى) لدى هؤلاء الأطفال متغير الجنس.

ويقال للمستوى الاقتصادى لدى هؤلاء الأطفال متغير المستوى الاقتصادى.

سابعاً : تصنيف المتغيرات

تصنف المتغيرات بأكثر من طريقة كما سوف نعرض فيما يلى :

١- تصنيف المتغيرات إلى كمية ونوعية :

إذا كانت القيمة تشير إلى مقدار ما لدى الفرد من خاصية (الطول – الوزن –

العمر – التحصيل .....) فإن هذه القيمة تحمل معنى كمياً ويكون المتغير كميا حيث يمكن ترتيب الأفراد طبقاً لهذه الخاصية من الأكبر إلى الأصغر .

وإذا كانت القيمة لا تعبر عن مقدار الخاصية عند الفرد بل تعبر عن وجودها أو عدم وجودها عنده أى إذا كان يمتلك الخاصية أم لا يمتلكها مثل (الجنس: ذكر – أنثى) والتخصص (علمى – أدبى) ... فإن ذلك يحمل معنى نوعياً ويكون المتغير نوعياً حيث لا يمكن ترتيب الأفراد طبقاً لهذه الخاصية من الأكبر إلى الأصغر. انظر البيانات التالية.

الأفراد	الأعمار بالسنة	الأطوال بالمتر	الجنس	الصف الدراسى	حجم الأسرة	بعد الانبساطية
عادل	٦	١,١١	ذكر	١	٩	انطوائى
سامي	٩	١,٤٠	ذكر	٤	٨	انبساطى
ماجدة	٢٥	٢,٠٠	أنثى	–	٤	انطوائى
حسن	١١	١,٥٠	ذكر	٥	٦	انطوائى
إبراهيم	٨	١,٢٣	ذكر	٣	٣	انبساطى
عزة	١٣	١,٦٤	أنثى	٦	٥	انطوائى
غادة	٣	٠,٧٥	أنثى	–	٤	انبساطى

يلاحظ من هذه البيانات أن لدينا متغيرات كمية مثل الأعمار – الطول – الصف الدراسى – حجم الأسرة . ولدينا متغيرات نوعية مثل الجنس والانبساطية .

وتصنف المتغيرات الكمية إلى :

متغيرات كمية متصلة: تأخذ أى قيمة سالبة أو موجبة صحيحة أوكسرية مثل الأعمار والأطوال و متغيرات كمية منفصلة: تأخذ قيماً صحيحة فقط ليست كسرية مثل عدد تلاميذ الصف الدراسى وحجم الأسرة.

٢- تصنيف المتغيرات إلى مستقلة وتابعة :

إذا وجدت علاقة بين متغيرين فيمكن للباحث – التنبؤ بقيمة أحدهما وهو المتغير التابع إذا علم الآخر (وهو المتغير المستقل) .

أى أن المتغير المستقل Independent يخضع لسيطرة الباحث وتحكمه أما المتغير

التابع Dependent فهو ما يظهر نتيجة تحكمه هذا .

فإذا أراد باحث أن يكشف عن أثر درجات الحرارة على الانتباه فدرجات الحرارة هنا متغير مستقل والانتباه متغير تابع . إذ يتوقع الباحث أن يلاحظ وجود تغير فى الانتباه بتغير درجات الحرارة .

وإذا أراد باحث أن يكشف أثر الالتحاق بالحضانة على ذكاء الأطفال فالالتحاق هنا متغير مستقل والذكاء متغير تابع . إذ يتوقع الباحث أن يلاحظ وجود تغير فى الذكاء بتغير الالتحاق – عدم الالتحاق.

٣- تصنيف المتغيرات إلى اسمية ورتبية وفاصلة ونسبية :

يعتبر القياس وهو التعبير عن خصائص العناصر أو المفردات أو الأفراد من أهم الأمور التى يعتمد عليها الإحصاء كما هو معروف ويتم القياس للمتغيرات على صورة :

المتغير الاسمى : Nominal

هو أدنى مستوى للقياس ويستخدم فى معظم الأحوال مع المتغيرات النوعية ، حيث يتم التصنيف طبقاً لخصائص نوعية مثل الجنس (ذكور – إناث) منطقة السكن (بحرى – قبلى – القاهرة) .

فإذا حدد باحث الرقم ١ ليدل على أن المفحوص ذكر والرقم ٢ ليدل على أن المفحوص أنثى فهذا لا يعنى أن ٢ أكبر من ١ لأن الرقم هنا ليس له معنى كمى وإنما يؤدى وظيفة التصنيف فقط ، وكذلك بالنسبة للون العين ١ ليدل على الأسود ، ٢ ليدل على الأخضر ، ٣ ليدل على البنى ، ٤ ليدل على الأزرق . لايعنى أن ٤ أكبر من ٢ أو أنها ضعفها وإنما الرقم هنا يدل على وظيفة تصنيفية ، وكذلك بالنسبة للجنسية (مصرى – سعودى – يابانى ....) .

المتغير الرتبى : Ordinal

وهو يلى فى المستوى المتغير الاسمى وهو بالإضافة إلى ظهور الأفراد فى مجموعات متمايزة ، يظهر ترتيبهم تصاعدياً أو تنازلياً فى صفة أو خاصية . وعندما يمنح الأفراد أرقاماً فى هذا الأسلوب فإن تلك الأرقام ليست متساوية البعد عن بعضها حتى وإن كانت متتالية ، ولا يشترط أن تكون متساوية ، فمثلاً ترتيب خمس طالبات حسب نشاطاتهن فى التربية العملية وإعطاء ٥ لأكثرهن نشاطاً ، ١ لأقلهن نشاطاً ، فإن الفرق بين الطالبة الأولى والثانية فى درجة النشاط لا يشترط أن يكون مساوياً للفرق

بين الثالثة والرابعة مثلاً أو بين الثانية والثالثة، كما لايشترط أن تكون الطالبة الأولى خمسة أمثال الطالبة الخامسة، فالقياس بالطريقة الرتبية لا يعطى صورة واضحة عن حجم الفروق الموجودة بين الأفراد المتتالية فى أى تجمع.

المتغير الفاصل (الفئوى) : Interval

المتغير الفئوى أو الذى يمكن قياسه بالمقياس الفئوى يلى المستوى الرتبى وله خطوة أعلى منه؛ إذ تكون الفروق بين المستويات المتتالية متساوية حيث يسمح بتحديد الفرق بين كل مستويين، وهذا يعنى أن لهذا المتغير وحدة قياس. إلا أن الصفر أو نقطة الأصل أو البداية اختيارية كما أنها لاتعنى غياب الظاهرة أو الخاصية المقاسة. ووجود خاصية المسافات المتساوية بين كل درجتين متجاورتين يمكننا من إجراء عمليات حسابية تقليدية مثل الجمع أو الطرح. فمثلاً لدرجات خمسة طلاب ١ ، ٢ ، ٣، ٤ ، ٥ يمكن القول أن الفرق بين الثالث والرابع يساوى الفرق بين الأول والثانى يساوى الفرق بين الرابع والخامس.

ويقال عن الصفر بالنسبة لهذا النوع من المتغيرات صفر نسبى وليس صفراً مطلقاً. فحصول طالبة على صفر فى الإحصاء لايعنى أنها لاتعرف شيئاً فى هذا المقرر.

وهذا ما يظهر بالنسبة للقيم التى نحصل عليها من اختبارات الذكاء والقلق والتحصيل.

المتغير النسبى : Ratio

يعتبر من أعلى مستويات المتغيرات السابقة ويتميز بجميع الخصائص السابقة إضافة إلى وجود الصفر المطلق، الذى يعنى غياب الخاصية مثل الأطوال والأوزان. إذاً يعتبر صفر سم هو الصفر المطلق وأن حديدة طولها ٣٠ سم تمتلك نصف المسافة التى تمتلكها حديدة طولها ٦٠ سم.

إلا أنه فى العلوم الإنسانية لا نتطلع إلى هذا المستوى حيث لا يعتبر محور اهتمام النظريات الحديثة فى مجال القياس. هل يمكننا القول أن طالباً نسبة ذكائه ١٦٠ يساوى ضعف نسبة ذكاء طالب حصل على ٨٠ ، بالطبع لا فالمتغيرات فى مجال العلوم الإنسانية تصل إلى ذروتها إذا قيست بأسلوب فئوى أو فاصل. ومن غير المنطقى أن تقاس بمقياس نسبى.

ثامناً : التوزيعات الإحصائية : Statistical Distributions

بعد التعرف على أنواع المتغيرات يكون من المفيد تعرف التوزيع الإحصائى لبعض أنواع هذه المتغيرات .

وبداية يجب أن نشير إلى أن هناك ما يعرف بالتوزيع التكرارى Frequency Distribution وما يعرف بالتوزيع الاحتمالى Probability Distribution

(أ) التوزيعات التكرارية :

إن التوزيعات التكرارية هى إحدى الطرق التى نتمكن بواسطتها من تنظيم البيانات الكثيرة بحيث لاتخسر هذه البيانات من أهميتها إلا الشىء اليسير أو ربما لاتخسر شيئاً. والطريقة الأساسية لبناء التوزيع التكرارى هى عبارة عن تقسيم مدى قيم البيانات إلى فئات وحصر عدد البيانات الواقعة ضمن كل فئة .

وعند بناء التوزيع التكرارى يجب مراعاة :

١ - أن تكون الفئة منفصلة عن بعضها البعض (غير متداخلة فيما بينها) .

٢ - أن تكون الفئات متساوية فى الطول.

٣ - يجب أن تكون الفئات كافية لاحتواء جميع البيانات.

أما إذا كان مدى البيانات صغيراً فإنه يمكن عمل التوزيع التكرارى بالدرجة والتكرار كما فى المثال التالى :

مثال (١) : فيما يلى نسب الذكاء الخاصة بعدد من أطفال الحضانة، ومطلوب بناء جدول يوضح التوزيع التكرارى .

١١٩ - ١١١ - ١٢٠ - ١١٤ - ١١٥ - ١١٣ - ١٢٠ - ١١٥
١١٨ - ١١٧ - ١١٥ - ١١٨ - ١١٥ - ١١٢ - ١١٤ - ١١٨
١٢٠ - ١١٥ - ١١٧ - ١١٩ - ١٢٠ - ١١٩ - ١١٤ - ١١٤
١١٤ - ١١٤

والجدول يوضح التوزيع التكرارى لنسبة ذكاء الأطفال :

نسبة الذكاء	العلامة التكرارية	التكرار (ك)
١١١	/	١
١١٢	/	١
١١٣	/	١
١١٤	~~////~~ //	٧
١١٥	~~////~~	٥
١١٦	-	-
١١٧	//	٢
١١٨	///	٣
١١٩	///	٣
١٢٠	////	٤
		مجـ ك = ٢٧

والعلامات التكرارية الموضحة فى العمود الثانى من الجدول تنتج من تفـريغ البيانات على كل نسبـة ذكاء، وذلك بوضـع خطاً رأسياً لكل مـرة يأتى فيـها ذكر نسبـة الذكـاء نفسها مع وضع خط مائل للمرة الخامسة وتسمى هذه بالحزم التكرارية (~~////~~)

وكما ذكرنا إذا كان مدى البيانات كثيراً أو كبيراً أو عدد البيانات كبيراً يجب علينا فى هذه الحالة تقسيم البيانات فى صورة فئات يتراوح عددها ما بين ٥ إلى١٥ فئة، وذلك حسب تعدد البيانات، ثم تفرغ البيانات على الفئات بنفس الطريقة السابقة ونحدد التكرارات المقابلة لكل فئة.

والمثال التالى يذكر ببعض المفاهيم فى هذا الجانب .

مثال (٢) : فيما يلى درجات سمة القلق لدى مجموعة من طلاب الجامعة :

١٥ – ٢٤ – ٢١ – ٢٠ – ٢٨ – ٢٥ – ٣٣ – ٣٨ – ٢٧ – ٢٢

١٧ – ٢٠ – ٢١ – ٢٢ – ٢٧ – ٣٠ – ٢٩ – ١٦ – ٣٢ – ٢٩

٢١ – ٢٤ – ٢١ – ٢٦ – ٢٦ – ٣١ – ١٦ – ٢٢ – ٣٩ – ٢٨

٢٠ – ٢٣ – ٢٩ – ٣٤ – ٣٥ – ١٥ – ٢٤ – ٢٣ – ١٩ – ٢٨

٢١ – ٢٥ – ٢٧ – ٣٠ – ١٨ – ٢٣ – ٢١ – ٢٥ – ٢٠ – ٣٤

وعند عرض التوزيع التكرارى لبيانات سمة القلق السابقة ، سوف نذكر ببعض المفاهيم الإحصائية ذات الأهمية .

الفئات	العلامات التكرارية	التكرار	الحدود الحقيقية للفئة	مركز الفئة	التكرار النسبى	التكرار النسبى المئوى	الحد الأعلى الحقيقى للفئة	التكرار المتجمع الصاعد
١٥-١٩	𝍸 //	٧	١٤،٥-١٩،٥	١٧	،١٤	١٤	١٩،٥	٧
٢٠-٢٤	𝍸 𝍸 𝍸 ////	١٩	١٩،٥-٢٤،٥	٢٢	،٣٨	٣٨	٢٤،٥	٢٦
٢٥-٢٩	𝍸 𝍸 ////	١٤	٢٤،٥-٢٩،٥	٢٧	،٢٨	٢٨	٢٩،٥	٤٠
٣٠-٣٤	𝍸 //	٧	٢٩،٥-٣٤،٥	٣٢	،١٤	١٤	٣٤،٥	٤٧
٣٥-٣٩	///	٣	٣٤،٥-٣٩،٥	٣٧	،٠٦	٦	٣٩،٥	٥٠
		٥٠			١	١٠٠		

من الجدل السابق يلاحظ :

١ – اتخذنا فئات متساوية فرضنا أن عددها خمسة .

٢ – حسبنا طول الفئة = $\frac{\text{أكبر درجة للقلق – أقل درجة للقلق}}{\text{عدد الفئات}}$

$= \frac{٣٩ - ١٥}{٥} = \frac{٢٤}{٥} = ٤،٨$ أى تقريباً ٥

٣ – الفئة ٢٠ – ٢٤ حدها الأدنى ٢٠ وحدها الأعلى ٢٤ وبطرح نصف من حدها الأدنى يصبح ١٩،٥ وإضافة نصف إلى حدها الأعلى يصبح ٢٤،٥ نكون قد حصلنا على ما يسمى بالحدود الحقيقية للفئة ، وتكتب الفئة بحدودها الحقيقية ١٩،٥ – ٢٤،٥

٤ – مركز الفئة ينتج من مجموع حديها على ٢ .

فمركز الفئة الأولى = $\frac{١٥ + ١٩}{٢}$ = ١٧ وهو نفس القيمة إذا استخدمنا الحدود

الحقيقية للفئة $\frac{١٩,٥ + ١٤,٥}{٢}$ = ١٧

٥- يلاحظ أن مجموع التكرارات يساوى جميع أفراد العينة

مجـ ك = ن = ٥٠

٦- التكرار النسبى Relative Frequencies لكل فئة هو نسبة تكرار تلك الفئة إلى مجموع التكرارات أو خارج قسمة تكرار الفئة على مجموع التكرارات .

فالفئة ٣٠ - ٣٤ تكرارها ٧

فيكون تكرارها النسبى $\frac{٧}{٥٠}$ = ٠,١٤

ويلاحظ أن مجموع التكرارات النسبية = ١

أما التكرار النسبى المئوى فإنه ينتج من ضرب كل تكرار نسبى × ١٠٠

فمثلاً الفئة ٢٥ - ٢٩ تكرارها ١٤

فإن تكرارها النسبى $\frac{١٤}{٥٠}$ = ٠,٢٨

وتكرارها النسبى المئوى $\frac{١٤}{٥٠}$ × ١٠٠ = ٢٨

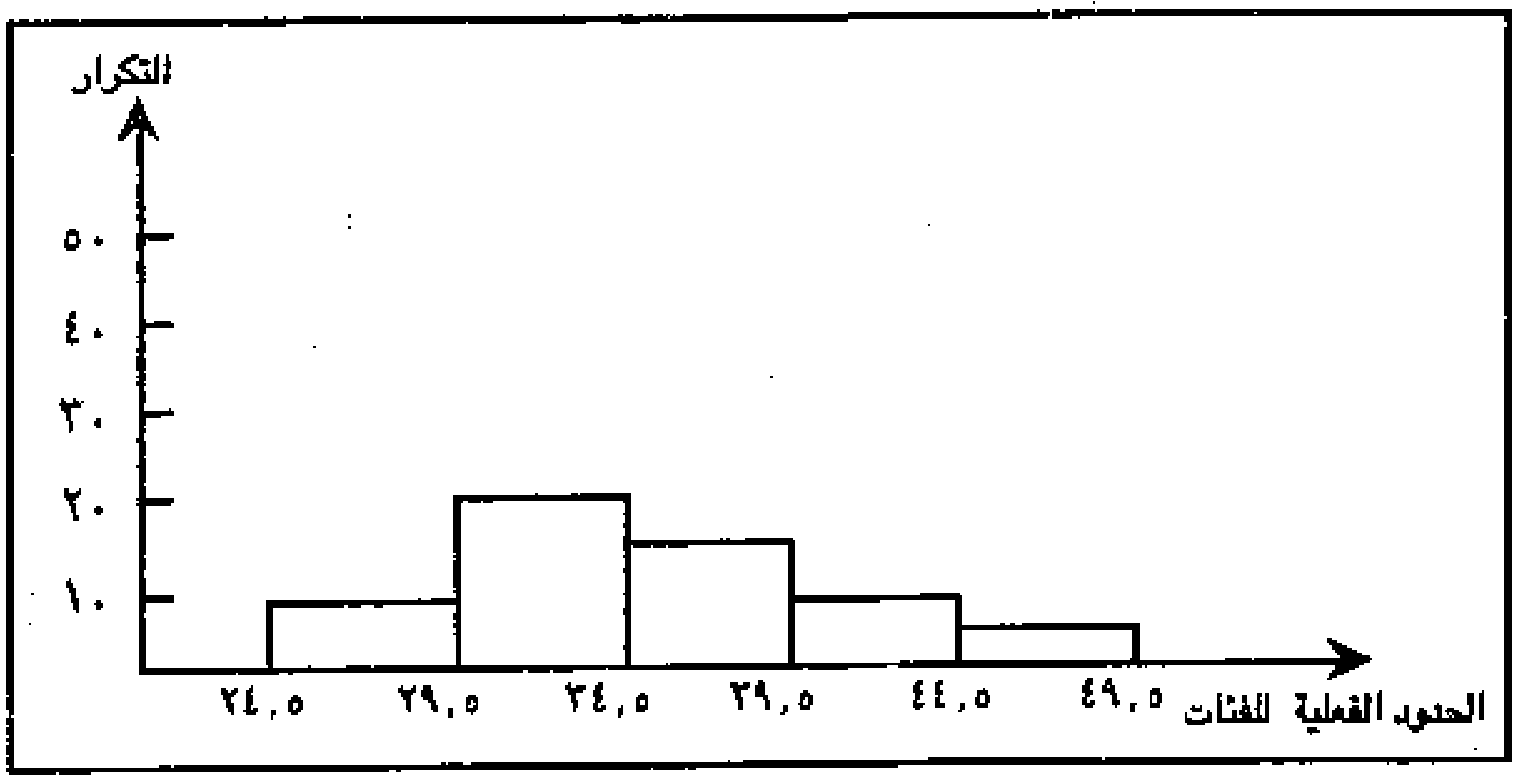
٧ - التوزيع التكرارى المجتمع Cumulative Frequency Distribution

ويتم حسابه إذا كان اهتمامنا منصباً على عدد المشاهدات أو التكرارات التى تساوى أو تكون أصغر من قيمة معينة . ففى الجدول السابق إذا رغبنا فى معرفة كم عدد الطلاب الذين تكون درجة القلق لديهم تساوى أو تقل عن ٢٩ وبالنظر نقول ٧ + ٩ + ١٤ = ٤٠ طالباً أى مجموع التكرارات للفئة التى اشتملت ٢٩ وما قبلها .

٨- يمكن تمثيل التوزيعات التكرارية بيانياً Graphic presentations بثلاثة أشكال هى :

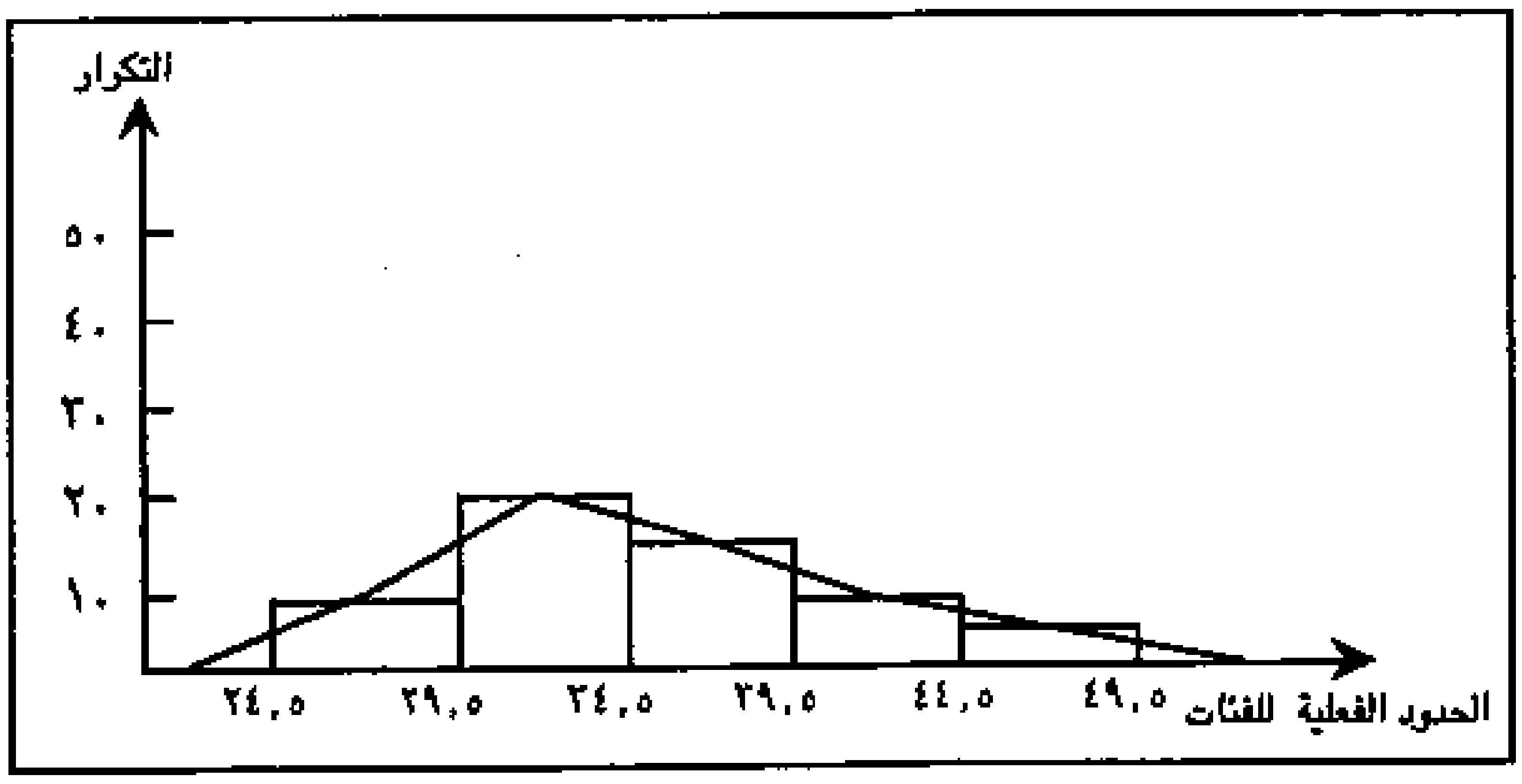
(١) شكل المدرج التكرارى Frequency Histogram

وذلك بتمثيل تكرار كل فئة بمستطيل حدود قاعدته الحدود الحقيقية لتلك الفئة وارتفاعه يتناسب مع تكرارها. وذلك بعد رسم محورين متعامدين ورصد الحدود الحقيقية على المحور الأفقى أو السينى ورصد التكرار على المحور الرأسى أو الصادى.



(٢) شكل المضلع التكرارى Frequency Polygon

وهو مضلع مغلق نحصل عليه من توصيل منتصفات القواعد العلوية للمستطيلات الناشئة من رسم المدرج التكرارى، وسوف نحصل على خط منكسر لغلق طرفيه نعتبر أن هناك فئتين متطرفتين واحدة أقصى اليمين والثانية أقصى اليسار وتكرار كل منهما صفر.



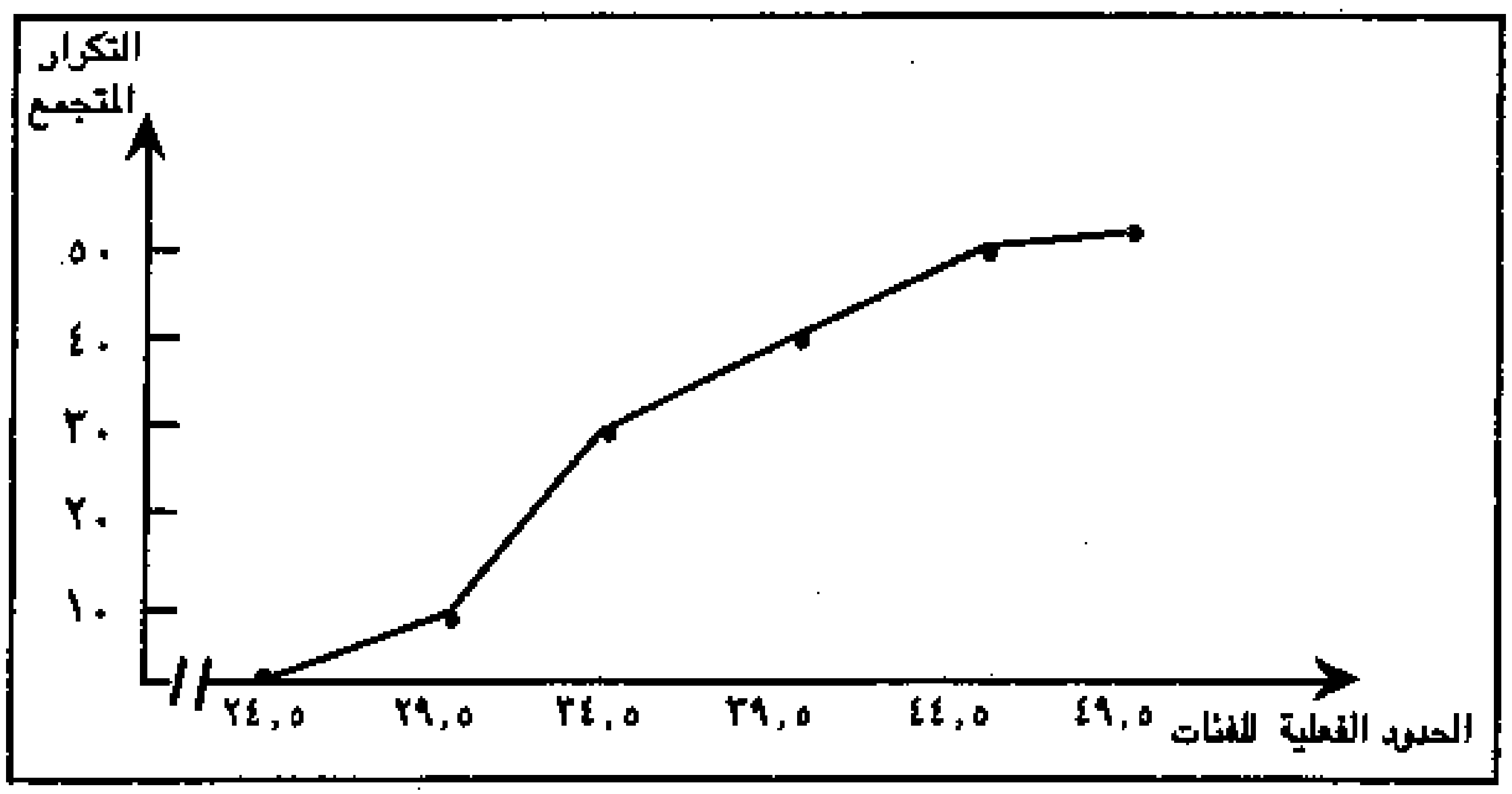
(٣) المنحنى التكرارى Frequency Curve

وينتج من تمهيد المضلع التكرارى وجعله منحنى بدلاً من خطوط منكسرة .

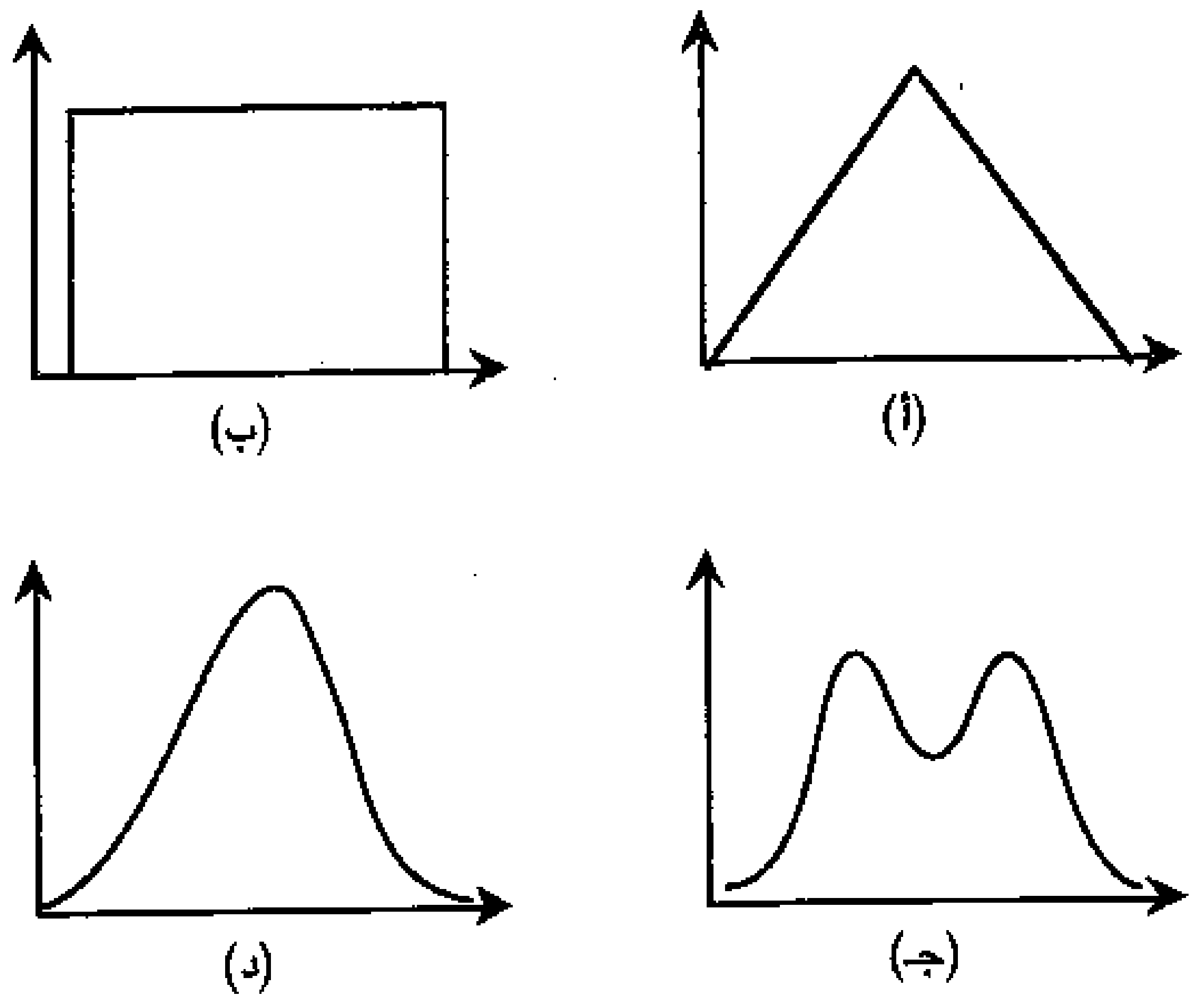
(٤) شكل المضلع التكرارى المجمع

Cumulative Frequency Polygon

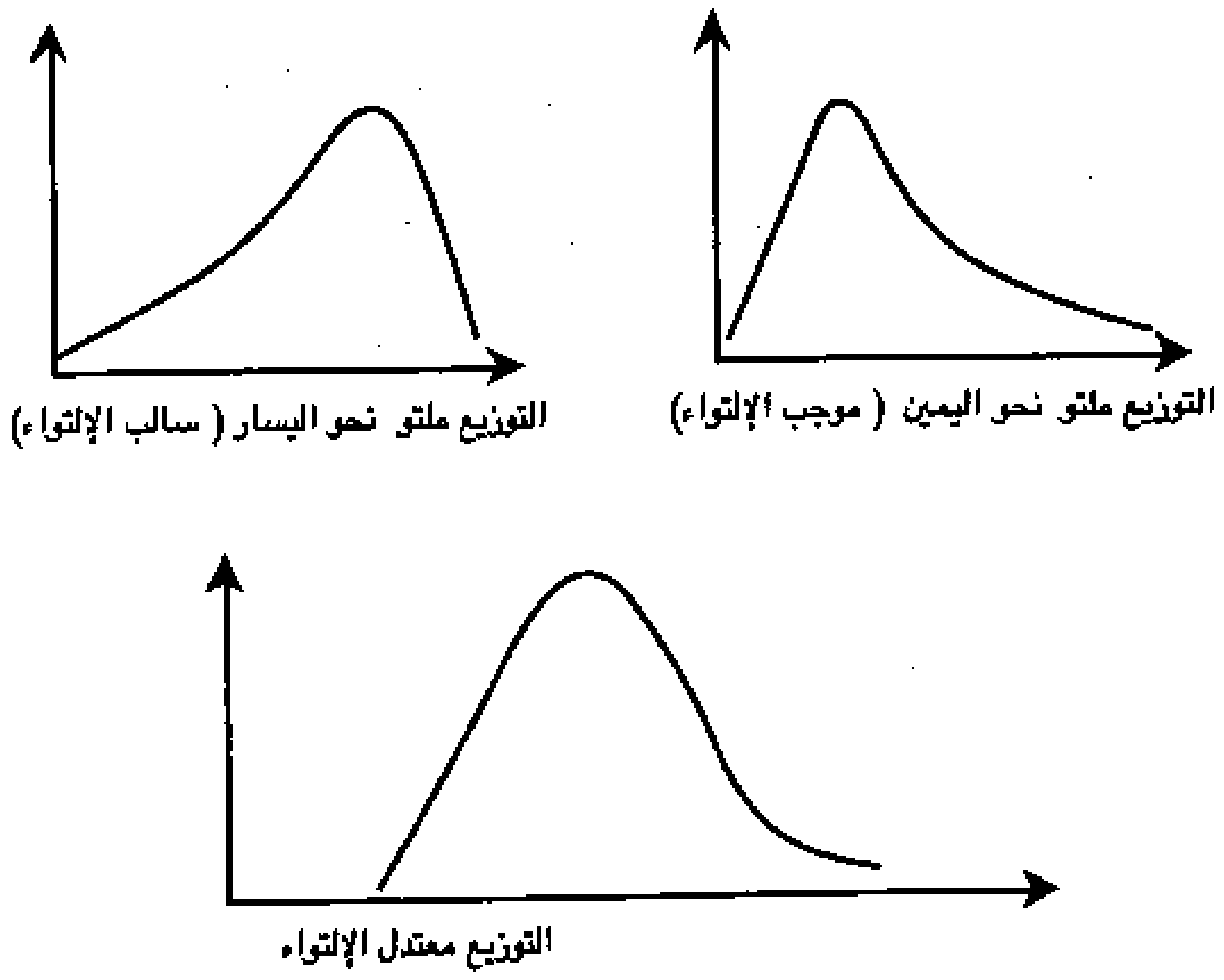
ويمكن أن نحصل عليه برصد تكرار الفئة المتجمع وما يناظره من حدها الأعلى الحقيقى ثم توصيل النقاط الناتجة بعد رسم محورين متعامدين أحدهما أفقى (سينى) ونأخذه للحدود العليا للفئات ، والآخر رأسى (صادى) ونأخذه للتكرار المجتمع .



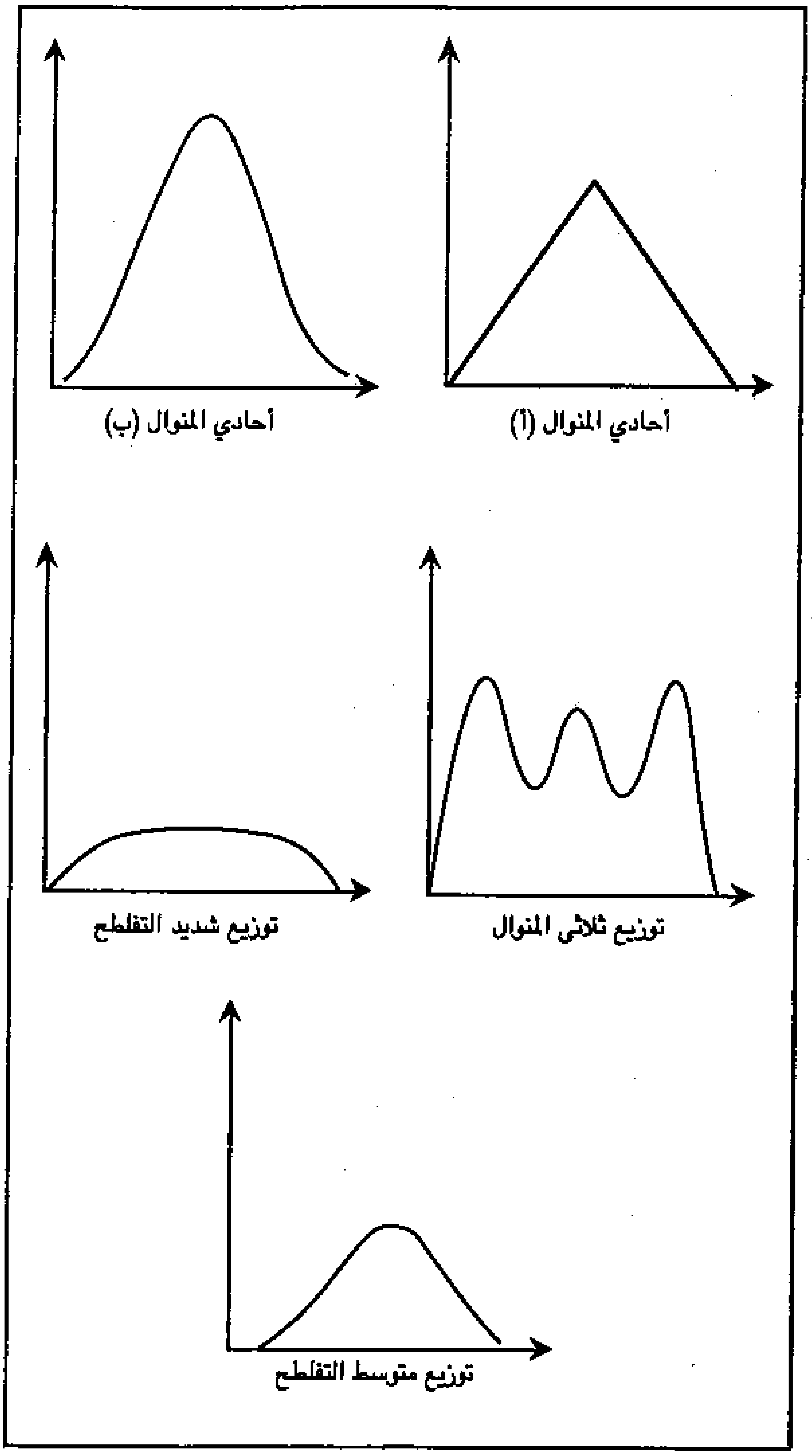
وللتوزيعات التكرارية أشكال مختلفة منها ما هو موضح كما يلى .



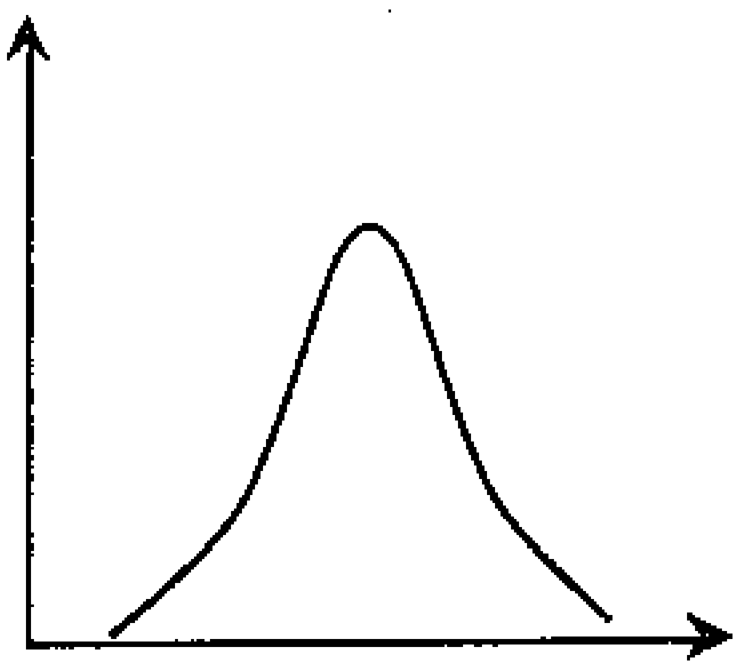
توزيعات متماثلة



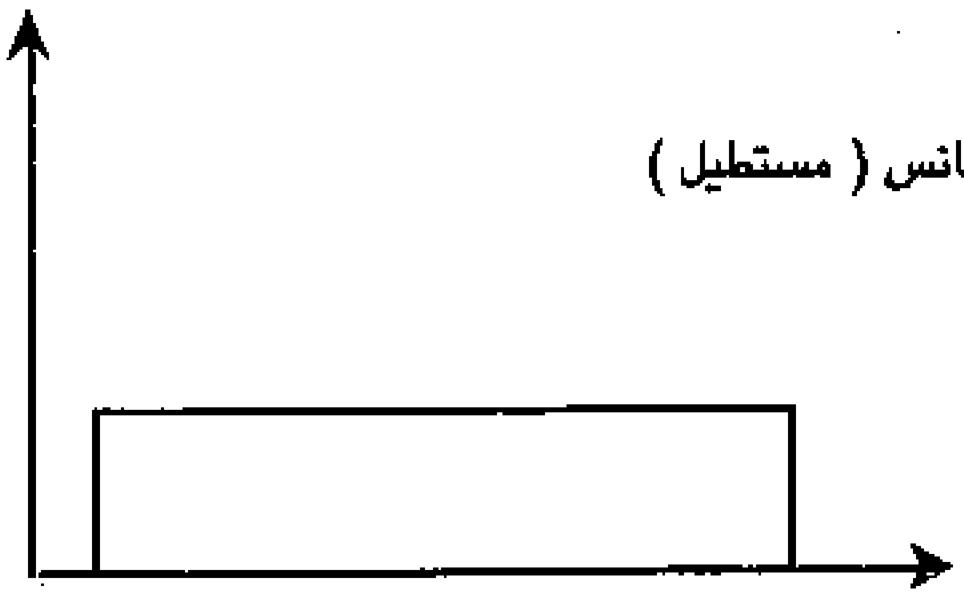
توزيعات غير متماثلة


أحادي المنوال (أ)
أحادي المنوال (ب)
توزيع ثلاثى المنوال
توزيع شديد التفلطح
توزيع متوسط التفلطح

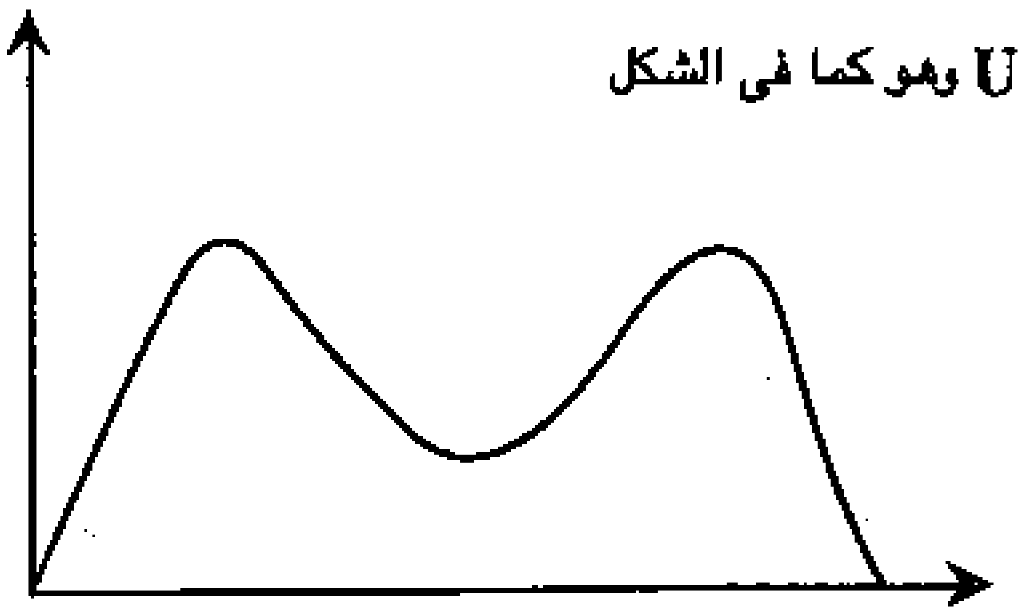
وبعضها يكون قليل التفلطح أو بعبارة أخرى يكون مدبباً



توزيع متجانس (مستطيل)

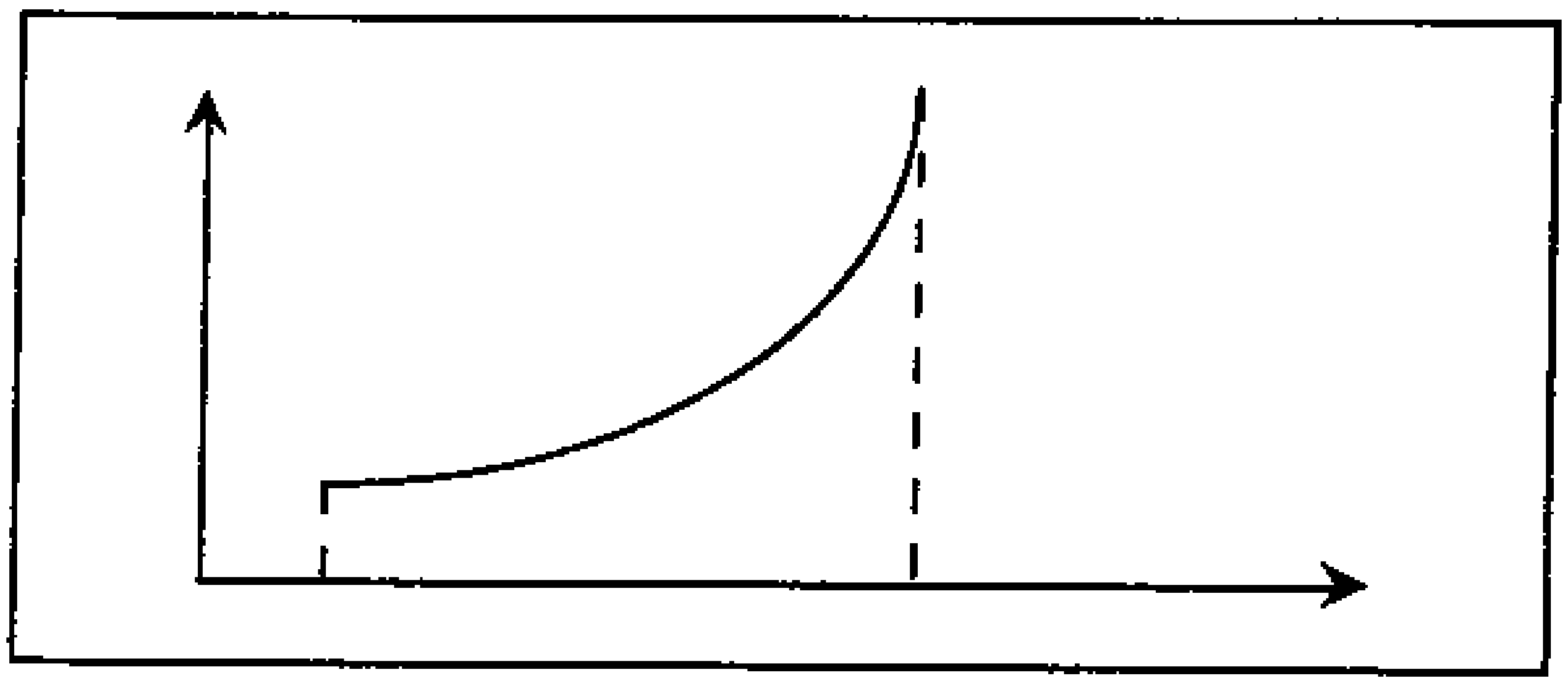


توزيع U وهو كما فى الشكل



عندما يكون لدينا توزيع شكل U فإننا نعلم أنه متماثل وأنه ثنائى المنوال؛ أى إن له قمتين مرتفعتين من اليمين ومن اليسار .

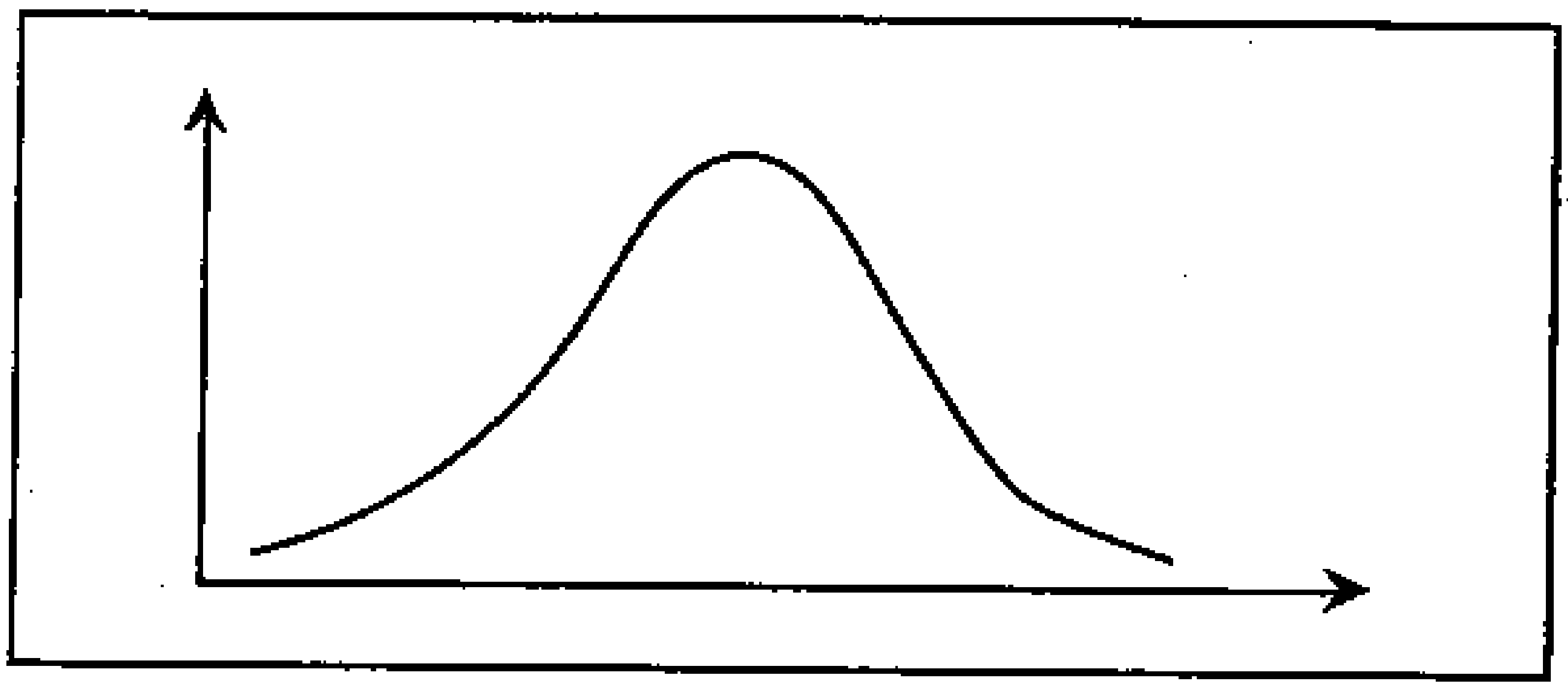
توزيع ل وهو كما فى الشكل



فإذا كان التوزيع على شكل ل والتواؤه إلى اليسار فهذا يعنى أنه أحادى المنوال وتقع القمة فى أقصى اليمين.

أما إذا كان التواؤه إلى اليمين فهو أحادى المنوال وتقع القمة فى أقصى اليسار .

توزيع شكل الجرس وهو كما فى الشكل .



(ب) التوزيعات الاحتمالية :

وتنقسم إلى توزيعات احتمالية منفصلة Discrete Probability Distributions وتوزيعات احتمالية متصلة Continuous Probability Distributions.

التوزيع الاحتمالى المنفصل :

كل جدول أو معادلة تعطى جميع القيم التى يمكن أن يأخذها متغير عشوائى مع احتمال كل قيمة منها يسمى توزيعاً احتمالياً أو اقتراناً احتمالياً، وإذا كان مدى المتغير العشوائى مجموعة قيم محدودة معدودة نقول أن المتغير العشوائى منفصل .

انظر إلى الجدولين التاليين :

القيمة	صفر	١	٢	٣
الاحتمال	١/٨	٣/٨	٣/٨	١/٨

القيمة	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١١	١٢
الاحتمال	١/٣٦	٢/٣٦	٣/٣٦	٤/٣٦	٥/٣٦	٦/٣٦	٥/٣٦	٤/٣٦	٣/٣٦	٢/٣٦	١/٣٦

ويجب أن يكون :

- جميع القيم موجبة أو تساوى صفرا
- مجموع الاحتمالات = ١

ومن أمثلة المتغيرات التى يكون لها توزيع احتمالى منفصل - أو متقطع أو وثاب - عدد وحدات العينة فى إنتاج إحدى الآلات، عدد الحوادث المرورية فى مدينة خلال شهر أو أسبوع، وعدد الركاب الذين يصلون إلى مطار القاهرة خلال ساعة وعدد مرات ظهور الصورة عند إلقاء قطعة نقود متماثلة (غير معيبة) عدد من المرات.

ومن أمثلة التوزيعات الاحتمالية المنفصلة :

١- توزيع ذى الحدين The Binomial Distribution

توجد كثير من الظواهر فى الحياة تكون النتائج الممكنة لها واحدة من اثنتين إحداهما تسمى نجاحاً وتحدث باحتمال ح والثانية تسمى فشلا وتحدث باحتمال ل بحيث إن : ل = ١ - ح

وعند تكرار هذه التجربة عدداً من المرات فإننا نحصل فى كل مرة إما على حالة نجاح باحتمال ح ، أو فشل باحتمال ل

والمتغير العشوائى س الذى يمثل عدد مرات النجاح من هذا النوع يقال أنه يتبع توزيعاً يسمى توزيع ذى الحدين . والتوزيع الاحتمالى ح (س) لذى الحدين يعطى بالمعادلة.

$$ح(س) = {}^{ن}ق_{س} \times ح^{س} \times ل^{ن-س}$$

حيث س : صفر أو ١ أو ٢ أو ٣ أو ٤ .....

ح (س) : احتمال الحصول على العدد س فى ن من المرات

$$\text{ن}\text{ق}_{\text{س}} = \frac{\lfloor \text{ن}}{\lfloor \text{س} \; \lfloor \text{ن}-\text{س}} \qquad \text{٥}\text{ق}_{\text{٣}} = \frac{\lfloor \text{٣}}{\lfloor \text{٥} \; \lfloor \text{٣}-\text{٥}} = \frac{\text{١}\times\text{٢}\times\text{٣}}{\text{٥}\times\text{٤}\times\text{٣}\times\text{٢}\times\text{١} \; \lfloor \text{٢}}$$

$$= \frac{\text{١}}{\text{٥}\times\text{٤}\times\text{٢}\times\text{١}} = \frac{\text{١}}{\text{٤٠}}$$

ح : احتمال النجاح

ل : احتمال الفشل

حيث ح + ل = ١

التوقع (المتوسط) والتباين للمتغير الذي يتبع ذا الحدين :

متوسط المجتمع $\overline{\text{س}}$ = ن ح
تباين المجتمع $\text{ع}^{\text{٢}}$ = ن ح ل

مثال : على اعتبار أنه يوجد من بين ٥٠٠ لعبة للأطفال من إنتاج مصنع للعب ٥٠ لعبة غير سليمة (غير صالحة لاستعمال الأطفال)، وأخذنا عينة مكونة من ٤ لعب من إنتاج ذلك المصنع . أوجد احتمال أن يكون بينها ثلاث لعب غير صالحة للاستعمال .

$$\text{ح} = \frac{\text{٥٠}}{\text{٥٠٠}} = \text{٠,١} \text{ ، ن = ٤ ، س = ٣}$$

$$\text{ل} = \text{١} - \text{ح}$$

$$= \text{١} - \text{٠,١} = \text{٠,٩}$$

$$\text{ح (س)} = {}^{\text{ن}}\text{ق}_{\text{س}} \quad \text{ح}^{\text{س}} \quad \text{ل}^{\text{ن}-\text{س}}$$

$$= {}^{\text{٤}}\text{ق}_{\text{٣}} \quad (\text{٠,١})^{\text{٣}} \quad (\text{٠,٩})^{\text{٤}-\text{٣}}$$

$$= \frac{\text{١}\times\text{٢}\times\text{٣}\times\text{٤}}{\text{١}\times\text{٢}\times\text{٣}} \times \text{٠,٠٠١} \times \text{٠,٩} = \text{٠,٠٠٣٦}$$

مثال : إذا كان ١٠ ٪ من الملتحقين بمؤسسة لتعليم النطق تفشل المؤسسة فى إكسابهم مهارة النطق، وسحبنا عينة مكونة من أربعة أطفال . فأوجد :

١- احتمال أن يكون من بينها طفل لم يكتسب المهارة.

٢- احتمال أن يكون من بينها طفل لم يكتسب المهارة على الأقل .

ن = ٤ ، ح = ٠,١ ل = ١ - ح

= ١ - ٠,١ = ٠,٩

١ - بما أن ح (س) = ${}^{ن}ق_{س}\ ح^{س}\ ل^{ن-س}$

ح (١) = ${}^{٤}ق_{١}\ (٠,١)^{١}\ (٠,٩)^{٤-١}$

= ٤ × ٠,١ × ٠,٧٣ = ٠,٢٩٢

= ٠,٢٩ تقريباً

٢- حينما يقال على الأقل طفل فهو يقصد طفلاً أو أكثر ومعنى ذلك مجموع الاحتمالات - ح (صفر)

= ١ - ${}^{٤}ق_{صفر}\ (٠,١)^{صفر}\ (٠,٩)^{٤-صفر}$

= ١ - ١ × ١ × ٠,٦٦ = ٠,٣٤ تقريباً

مثال : على اعتبار أن احتمال ولادة الأطفال الذكور مساوية لولادة الأطفال الإناث ٠,٥ احسب احتمالات وجود صفر، ١ ، ٢ ، ٣ ، ٤ ، ٥ ، ٦ ذكور فى عائلة تتكون من ٦ أطفال واحسب عدد العائلات فى كل حالة من الحالات السابقة من بين ١٩٢٠ أسرة ومثل النتائج بالرسم

ح (س) = ${}^{ن}ق_{س}\ ح^{س}\ ل^{ن-س}$

احتمال صفر ذكور و ٦ بنات

ح (صفر) = ${}^{٦}ق_{صفر}\ (٠,٥)^{صفر}\ (٠,٥)^{٦-صفر}$

= ١ × ١ × $\frac{١}{٦٤}$ = ٠,٠٢

احتمال ١ ذكر و ٥ بنات

$$ح(١) = {}^{٦}ق_{١} \quad (٠,٥)^{١} \quad (٠,٥)^{٦-١} = ٠,٠٩$$

احتمال ٢ ذكر و ٤ بنات

$$ح(٢) = {}^{٦}ق_{٢} \quad (٠,٥)^{٦-٢} = ٠,٢٣$$

احتمال ٣ ذكور و ٣ بنات

$$ح(٣) = {}^{٦}ق_{٣} \quad (٠,٥)^{٣} \quad (٠,٥)^{٦-٣} = ٠,٣١$$

احتمال ٤ ذكور وبنتين

$$ح(٤) = {}^{٦}ق_{٤} \quad (٠,٥)^{٤} \quad (٠,٥)^{٦-٤} = ٠,٢٣$$

احتمال ٥ ذكور وبنت

$$ح(٥) = {}^{٦}ق_{٥} \quad (٠,٥)^{٥} \quad (٠,٥)^{٦-٥} = ٠,٠٩$$

احتمال ٦ ذكور وصفر بنت

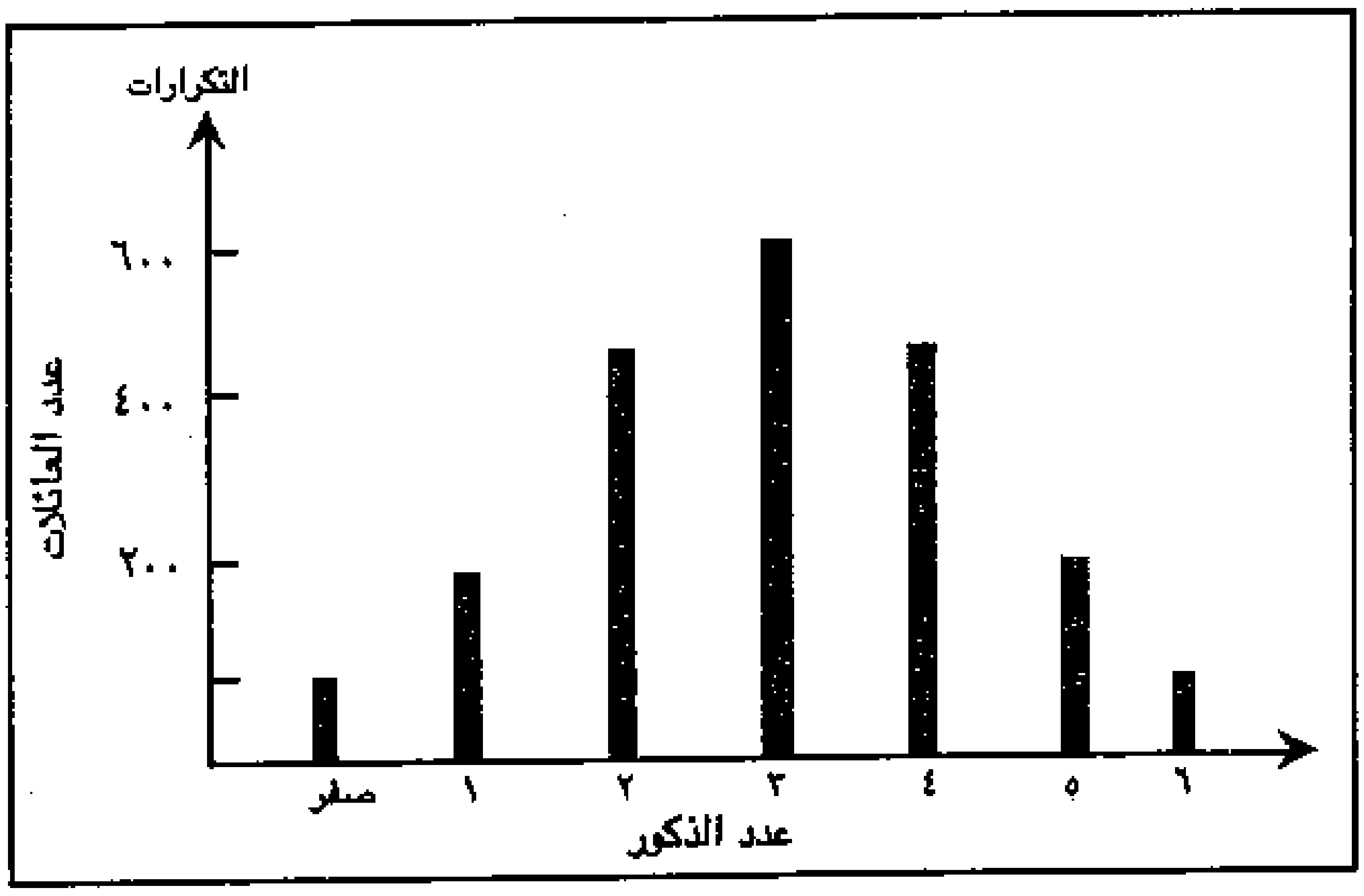
$$ح(٦) = {}^{٦}ق_{٦} \quad (٠,٥)^{٦} \quad (٠,٥)^{٦-٦} = ٠,٠٢$$

أما عدد العائلات المقابلة لكل احتمال من بين ١٩٢٠ عائلة فتنتج من ضرب القيمة الاحتمالية فى العدد الكلى للأسر.

وبالتالى فعدد العائلات لكل احتمال من الاحتمالات السابقة على الترتيب ، هى:

٣٠ ، ١٨٠ ، ٤٥٠ ، ٦٠٠ ، ٤٥٠ ، ١٨٠ ، ٣٠ .

ولتمثيل هذه الاحتمالات بالرسم، نرسم محورين متعامدين ونجعل المحور الأفقى لعدد الذكور والرأسى لتكرار العائلات .



ملاحظة : ومن الأمثلة الأخرى التى يستخدم فيها توزيع ذى الحدين فى الحياة العملية المعيب والسليم من الكراسات، التدخين وعدم التدخين لدى طلاب الجامعة، النجاح والرسوب فى الثانوية العامة، وصول وسيلة المواصلات فى موعدها أو عدم وصولها .

٢- توزيع بواسون Poisson Distribution

هناك تجارب تعطينا عدد النجاحات فى واحد من اثنين

(١) فترة زمنية (ثانية - دقيقة - يوم - أسبوع - شهر)

(٢) منطقة محددة (سم^{٢} - متر مربع - صفحة كتاب ..)

إن مثل هذه التجارب التى تعطى النجاحات فى فترة زمنية معينة أو منطقة محددة تسمى تجارب بواسون.

فعدد الزبائن الذين يدخلون إلى مكتب التلغراف كل خمس دقائق، وعدد الجراد فى المتر المربع من حقل . وعدد المكالمات الهاتفية التى تصل مكتباً كل عشر دقائق، وعدد الأخطاء المطبعية فى صفحة من كتاب للأطفال،كلها أمثلة من تجارب بواسون.

والتوزيع الاحتمالى ح (س) لتوزيع بواسون يعطى بالمعادلة:

$$ح(س) = \frac{\lambda^{س} \, هـ^{-\lambda}}{\underline{|س}}$$

حيث س : صفر أو ١ أو ٢ أو ٣ ....

λ : معدل عدد النجاحات التى تحدث فى فترة زمنية أو منطقة محددة (متوسط عدد النجاحات التى تحدث فى فترة زمنية أو منطقة محددة).

هـ : مقدار ثابت قدره ٢,٧٢ وهو أساس اللوغاريتم الطبيعى

ملاحظة : $\underline{|٥}$ = ٥ × ٤ × ٣ × ٢ × ١

$\underline{|٣}$ = ٣ × ٢ × ١

$\underline{|صفر}$ = ١

التوقع (المتوسط) والتباين للمتغير الذى يتتبع توزيع بواسون

متوسط المجتمع $\overline{س}$ =	λ
تباين المجتمع $ع^٢$ =	λ

مثال : معدل عدد حوادث السيارات على طريق ما ٥ حوادث فى الأسبوع بسبب الحالة النفسية للسائق .

أوجد احتمال عدم وقوع حادث على ذلك الطريق فى أسبوع معين ؟

وما احتمال حدوث ٤ حوادث أو أقل في أسبوع معين ؟

الحل : λ = ٥ ، س = صفر

$$ح(س) = \frac{\lambda^{س} \; هـ^{-\lambda}}{\underline{|س}}$$

$$ح(صفر) = \frac{٥^{صفر} (٢,٧٢)^{-٥}}{\underline{|صفر}}$$

$$= \frac{١ \times (٢,٧٢)^{-٥}}{١} = \frac{١}{(٢,٧٢)^{٥}} = ٠,٠٠٧$$

أما احتمال وقوع ٤ حوادث فأقل فهى عبارة عن مجموع احتمالات وقوع صفر، ١ ، ٢ ، ٣ ، ٤ حادثة .

$$= \frac{٥^{٤}(٢,٧٢)^{-٥}}{\underline{|٤}} + \frac{٥^{٣}(٢,٧٢)^{-٥}}{\underline{|٣}} + \frac{٥^{٢}(٢,٧٢)^{-٥}}{\underline{|٢}} + \frac{٥^{١}(٢,٧٢)^{-٥}}{\underline{|١}} + \frac{٥^{صفر}(٢,٧٢)^{-٥}}{\underline{|صفر}}$$

$$= (٢,٧٢)^{-٥} \left[\frac{٦٢٥}{٢٤} + \frac{١٢٥}{٦} + \frac{٢٥}{٢} + ٥ + ١ \right] = ٠,٤٤ \text{ تقريباً .}$$

مثال : كتاب مدرسى يحتوى على ٤٠٠ صفحة فإذا علم أن عدد الأخطاء المطبعية به هى ٢٠٠ خطأ موزعة على صفحات الكتاب . أوجد احتمالية أن تحتوى صفحة معينة على ٣ أخطاء فقط .

الحل : معدل الخطأ فى صفحة $\lambda = \frac{٢٠٠}{٤٠٠} = \frac{١}{٢}$

$$ح(س) = \frac{\lambda^{س} \, هـ^{-\lambda}}{\underline{|س}}$$

$$ح(٣) = \frac{(٠,٥)^{٣}(٢,٧٢)^{-٠,٥}}{\underline{|٣}}$$

$$= \frac{\frac{١}{٨}}{٢,٧٢^{٠,٥}\left[٣ \times ٢ \times ١\right]} = ٠,٠١٣ \text{ تقريباً}$$

مثال : مصنع للأقلام ينتج أقلاما خالية من العيوب وأخرى معيبة . فإذا علم أن ١٠ ٪ من الأقلام هو معيب، وتم شراء عشرة أقلام . ما احتمال الحصول على قلمين معيبين ؟

الحل : λ معدل المعيب (أو متوسط المعيب) = ٠,١٠ × ١٠ = ١

$$ح(س) = \frac{\lambda^{س} \, هـ^{-\lambda}}{\underline{|س}}$$

$$ح(٢) = \frac{(١)^{٢}(٢,٧٢)^{-١}}{\underline{|٢}} = \frac{١}{(٢,٧٢) \times ٢ \times ١} = ٠,١٨$$

ملاحظة : يجب أن نعرف أن λ = ن ح

٣- التوزيع المعتدل (الطبيعى) Normal Distribution

التوزيع الطبيعي من أهم التوزيعات الإحصائية وهو توزيع متصل، ومعظم الظواهر الطبيعية تتبع التوزيع الاعتدالي أو الطبيعي، مثال ظاهرة الطول وظاهرة الوزن ونسب ذكاء أطفال المدرسة الابتدائية وغيرها .

والمنحنى التكرارى لهذا التوزيع متماثل حول المتوسط، ويتطابق المتوسط والوسيط والمنوال لهذا التوزيع.

وطرفا التوزيع الطبيعى أو الاعتدالى يتقاربان من المحور الأفقى ويمتدان إلى ما لا نهاية، كما أن المساحة أسفل الاعتدالى تساوى الواحد الصحيح .

والتوزيع الطبيعى يعطى بالمعادلة

$$\frac{١}{ع\sqrt{٢ط}}\ هـ^{-\frac{١}{٢}\left(\frac{س - \bar{س}}{ع}\right)^{٢}}$$

حيث $\bar{س}$ تقع بين ∞ ، -∞ (المتوسط)

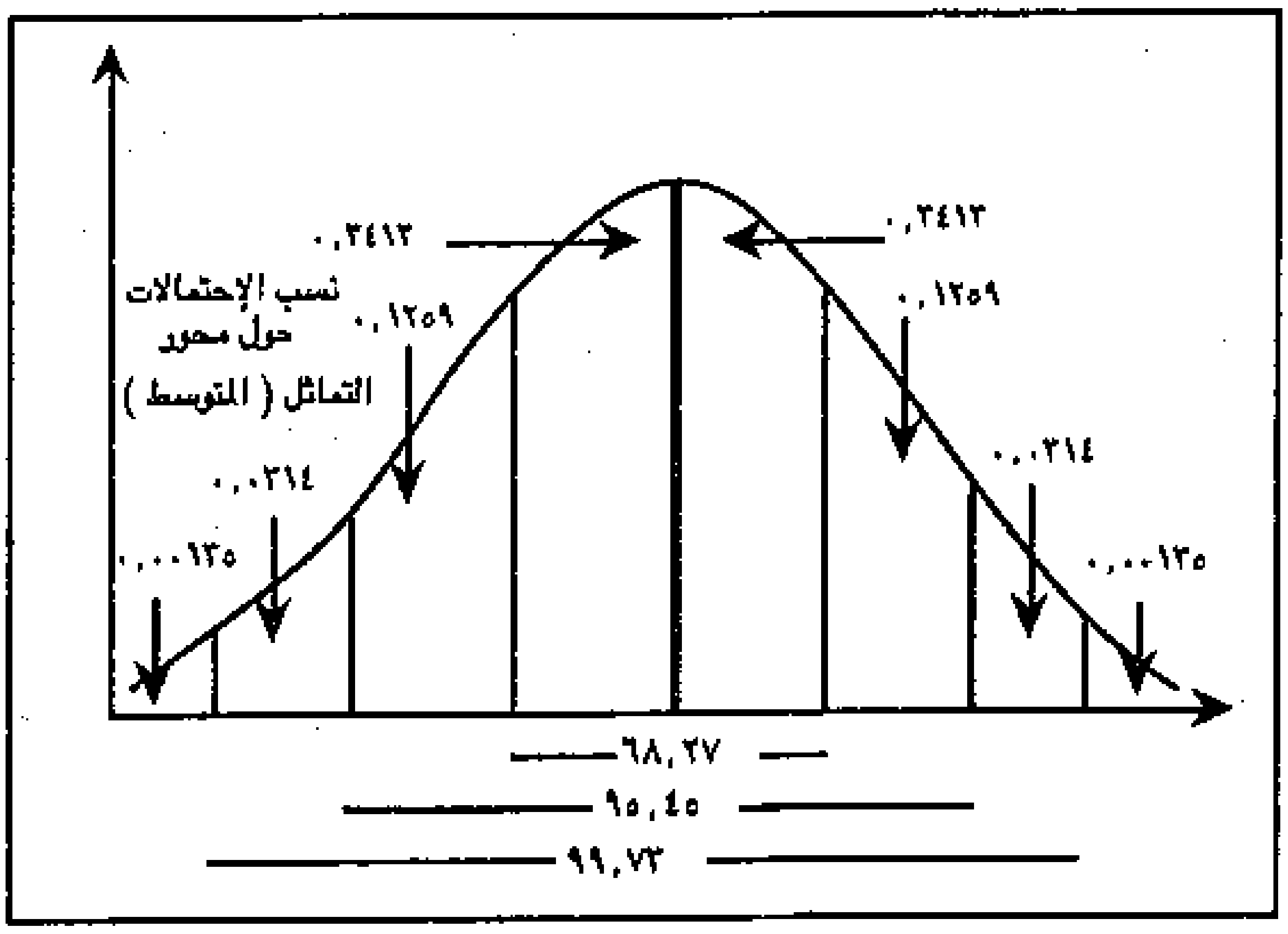
، ع ≥ صفر (الانحراف المعيارى)

ط مقدار ثابت ٣,٤١ تقريباً

هـ مقدار ثابت ٢,٧٢ تقريباً

ولقد وجد أن نسب البيانات (للذكاء مثلاً) على جانبى محور التماثل أى ال ط المار بالمتوسط تكون :

٦٨,٢٧ ٪ تقريباً	تقع فى الفترة $\bar{س}$ - ع ، $\bar{س}$ + ع
٩٥,٤٥ ٪ تقريباً	تقع فى الفترة $\bar{س}$ - ٢ ع ، $\bar{س}$ + ٢ ع
٩٩,٧٣ ٪ تقريباً	تقع فى الفترة $\bar{س}$ - ٣ ع ، $\bar{س}$ + ٣ ع



التوزيع الطبيعى المعيارى : Standard Normal Distribution

يعرف التوزيع الطبيعى المعيارى بأنه التوزيع الطبيعى (الاعتدالى) الذى متوسطه صفر وانحرافه المعيارى ١ ($\overline{س}$ = صفر ، ع = ١) .

وسوف نرمز للمتغير العشوائى ، الذى له توزيع طبيعى معيارى (قياسى) بالرمز ص وتكون له معادلة على الصورة .

$$ص = \frac{1}{\sqrt{2ط}} هـ^{-\frac{ص^2}{2}}$$

وذلك عندما $\overline{س}$ = صفر ، ع = ١ ، س = ص

وهو توزيع متماثل حول الرأسى المار بنقطة الأصل وتكون نسب البيانات فى هذه الحالة

٦٨,٢٧ ٪ فى الفترة − ١ ، ١

٩٧,٤٥ ٪ فى الفترة − ٢ ، ٢

٩٩,٧٣ ٪ فى الفترة − ٣ ، ٣

الدرجة الخام : Row Score

وهى الدرجة التى يحصل عليها المفحوص فى اختبار أو مقياس ما دون إحداث أى تعديل عليها أو أى مقابل لها ، ويرمز لها بالرمز س

الدرجة المعيارية : Standard Score

يوجد عدد لانهائى من التوزيعات المعتدلة الممثلة لتوزيعات كثير من الظواهر الطبيعية المختلفة ، مثل ظاهرة الوزن وظاهرة نسب الذكاء ...

ويمكن تحويل كل هذه التوزيعات إلى توزيع طبيعى معيارى (قياسى) . فإذا علمنا لأى توزيع متوسط $\bar{س}$ وانحراف معيارى ع فإن القيمة المعيارية د المناظرة لأى قيمة س لهذا التوزيع تعطى بانحراف القيمة س عن المتوسط بالنسبة للانحراف المعيارى .

$$د = \frac{س - \bar{س}}{ع}$$

ولكل درجة معيارية قيمة احتمالية تدل عليها ، وقد رصدت جداول لتحويل الدرجات المعيارية إلى قيم احتمالية أو مساحة أسفل المنحنى الطبيعى .

ويجب أن نذكر أن التوزيع الطبيعى المعيارى هو توزيع طبيعى تم تحويل درجاته إلى درجات معيارية .

مثال : إذا كانت درجات مجموعة مكونة من ٥٠٠ طالبة فى القدرة العددية تتبع التوزيع الطبيعى بمتوسط قدره ٧٠ وانحراف معيارى ٥ ، احسب عدد الطالبات فى الحالات التالية :

١ – الحاصلات على درجة من ٦٦ إلى ٧٦ .

٢ – الحاصلات على درجة أكثر من ٨٠ .

٣ – الحاصلات على درجة أقل من ٦٠ .

الحل : لمعرفة عدد الطالبات علينا أن نحسب المساحة المحصورة بين القيم المعيارية وهى بمثابة التكرار النسبى أو الاحتمال ، ثم نضرب هذا الاحتمال أو القيمة الاحتمالية فى عدد الطالبات ٥٠٠ فنحصل على المطلوب .

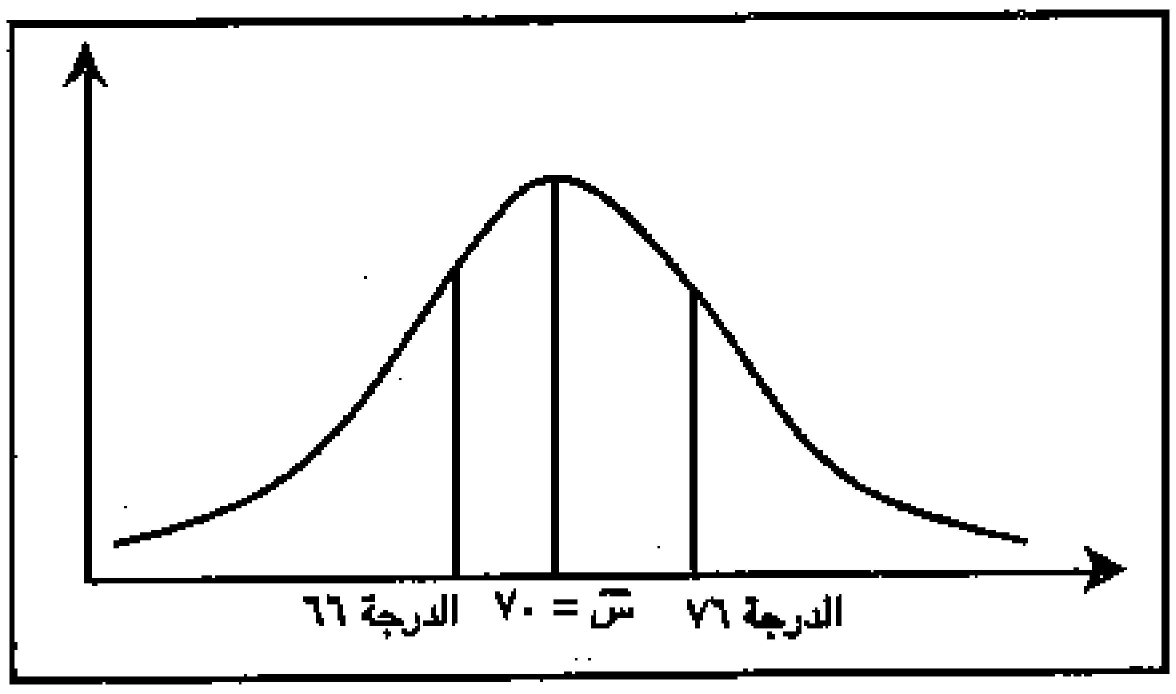
١– الدرجة المعيارية لدرجة خام ٦٦ = $\frac{٦٦ - ٧٠}{٥} = \frac{-٤}{٥} = -٠,٨$

الدرجة المعيارية لدرجة خام ٧٦ = $\frac{٧٦ - ٧٠}{٥} = \frac{٦}{٥} = ١,٢$

وتكون المساحة أسفل المنحنى هى مجموع مساحتين تناظر كل منهما درجة معيارية سبق حسابها، وهى النسبة الاحتمالية من جداول الدرجات المعيارية والمساحات أسفل المنحنى.

إذن المساحة = ٠,٢١١٩ + ٠,٣٨٤٩

=٠,٥٩٦٨



ويكون عدد الطالبات = ٠,٥٩٦٨ × ٥٠٠ = ٢٩٨,٤٠٠٠

= ٢٩٨ طالبة تقريباً.

٢- الدرجة المعيارية لدرجة خام ٨٠ = $\frac{٨٠ - ٧٠}{٥} = \frac{١٠}{٥} = ٢$

الحاصلات على أكثر من ٨٠

نسبتهن الاحتمالية = ١ - النسبة الاحتمالية المقابلة لدرجة معيارية ٢

= ١ - ٠,٤٧٧٣

= ٠,٥٢٢٧

عدد الطالبات = ٥٠٠ × ٠,٥٢٢٧

=٢٦١,٥٣٠٠

= ٢٦١ طالبة تقريباً

٣- الدرجات المعيارية لدرجة خام ٦٠ = $\frac{٦٠ - ٧٠}{٥} = -٢$

الحاصلات أقل من ٦٠

نسبتهن الاحتمالية = ٠,٥ - النسبة الاحتمالية المقابلة للدرجة المعيارية ٢

= ٠,٥ - ٠,٤٧٧٣

=٠,٠٢٢٧

عدد الطالبات = ٥٠٠ × ٠,٠٢٢٧

= ١١ طالبة تقريباً

٤- توزيع ستيودنت Student Distribution أو توزيع (ت)

أيضاً هناك توزيعات أخرى نظرية هامة فى الاستدلال الإحصائي خاصة للعينات الصغيرة التى لايتجاوز فيها عدد الملاحظات عن الثلاثين (ن) أقل من ٣٠ ومن هذه التوزيعات توزيع ستيودنت نسبة إلى مكتشفه جوست Gosset الذى كان ينشر أبحاثه باسم مستعار كطالب Student وذلك فى أوائل هذا القرن .

وإذا كان قانون التوزيع الطبيعى لا يصلح إلا فى حالة العينات الكبيرة فإن توزيع ستيودنت صالح للعينات الصغيرة والكبيرة معاً لكن جرت العادة فى استعماله مع العينات الصغيرة التى يقل عدد أفرادها عن ٣٠ .

وتكتب صيغة القانون الذى نحصل منه على قيمة ت كما يلى :

$$ت = \frac{(\bar{س} - \bar{س})}{\frac{ع}{\sqrt{ن}}}$$

حيث $\bar{س}$: متوسط العينة.

، $\bar{س}$: متوسط المجتمع.

ع : الانحراف المعيارى للمجتمع.

ويلاحظ أن القانون السابق يشبه قانون استخراج الدرجة المعيارية فى التوزيع الطبيعى.

وإذا حسبنا لكل عينة من عدد من العينات قيمة ت بالفكرة السابقة يمكننا الحصول على تمثيل بيانى أو توزيع لكل عينة، ويمكننا التوصل إلى توزيع ت بحيث تكون معادلته على الصورة .

$$ص = أ \left[١ + \frac{ت^{٢}}{ن - ١} \right]^{-\frac{ن}{٢}}$$

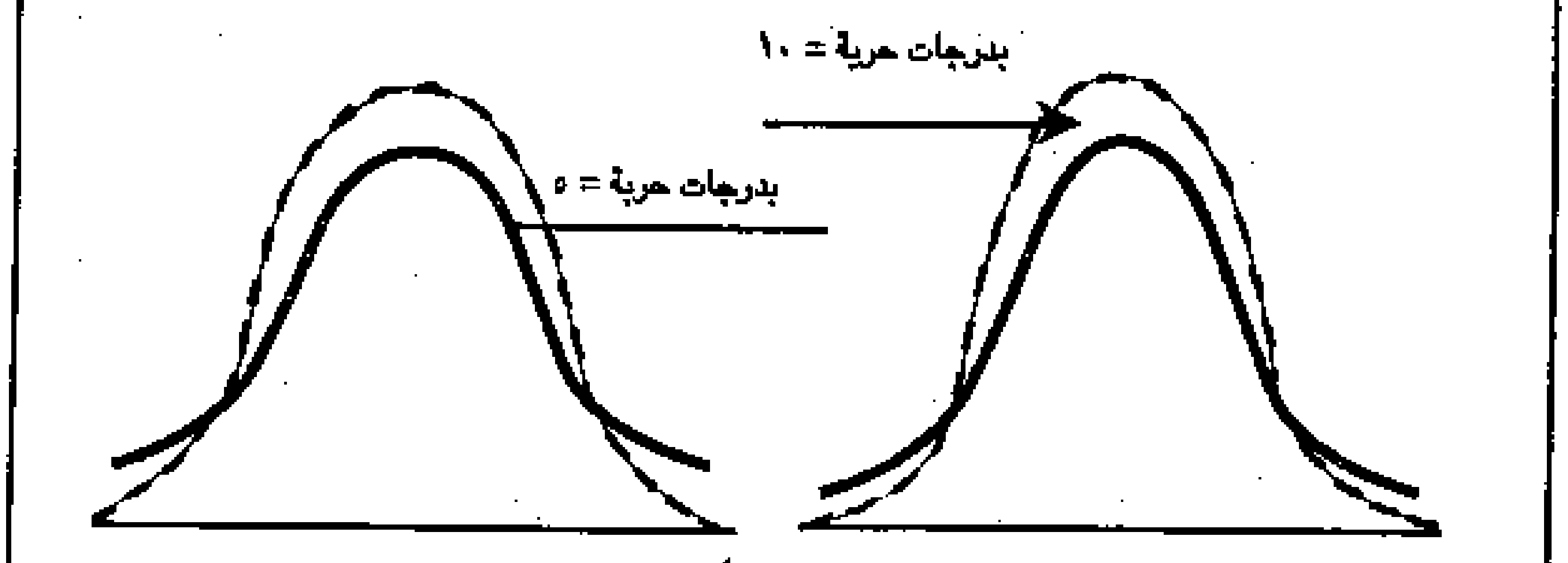
حيث أ مقدار ثابت يعتمد على ن عدد أفراد العينة ودرجات الحرية تصبح ن -١ وعلى أى حال فإن توزيع ت لاستيودنت يستعمل فقط عندما يكون المجتمع الذى أخذت منه العينة موزعاً توزيعاً طبيعياً .

وهناك جداول خاصة لتوزيع ت يمكن استخراج احتمالات منها بمجرد تحديد درجات الحرية وقيمة ت ، وذلك يشبه النسب الاحتمالية المقابلة للدرجات المعيارية التى سبق إيضاحها من قبل .

ويقترب توزيع ت من التوزيع الطبيعى المعيارى كلما زادت درجات الحرية ، فعندما تصل درجات الحرية ٣٠ فأكثر ، ينطبق توزيع ت على التوزيع الطبيعى المعيارى الذى معادلته على الصورة .

$$ص = \frac{١}{\sqrt{٢ط}} هـ^{-(٠,٥)ت^{٢}}$$

والشكل التالى يوضح منحنيين لـ ت عند درجات حرية ٥ ، ١٠ ومنحنى التوزيع الطبيعى المعيارى .



منحنى توزيع (ت) مقارناً بمنحنى التوزيع الطبيعى

مثال : أوجد قيمة ت الحرجة التى تجعل المساحة فى الطرف الأيمن لتوزيع ت هى ٠,٠٥ إذا كانت درجات الحرية

أ = ١٦

ب = ٢٧

جـ = ٢٠٠

الحل : باستخدام الجدول الموضح بالملحق نجد أن :

قيمة ت = ١,٧٥ عند درجات حرية ١٦ فى حالة طرف واحد

قيمة ت = ١,٧٠ عند درجات حرية ٢٧ فى حالة طرف واحد

قيمة ت = ١,٦٤٥ عند درجات حرية ٢٧ فى حالة طرف واحد

ويلاحظ أن القيمة الأخيرة هى القيمة التى يمكن الحصول عليها عند استخدام جدول المنحنى الطبيعى .

مثال : المتغير العشوائى ت الذى يخضع لتوزيع ت ذى درجات حرية ١٥ ، ما هى المساحة الواقعة على يسار ت = ٢,١٣ ؟

الحل : عندما ينظر عند درجات حرية ١٥ فى جدول ت ونسير أمامها أفقياً نجد أن أقرب قيمة عددية للقيمة المعطاة هى ٢,١٣١ وبالصعود عمودياً فوقها عند نهاية الجدول نجد أن المساحة ٠,٩٧٥

٥ - توزيع مربع كاى (X^2) Chi-Square Distribution

يعد توزيع كا٢ من التوزيعات المهمة ، ففى كثير من بحوثنا فى المجالات الإنسانية قد يتطلب الأمر تحليل بيانات على صورة تكرارات مثل التكرارات الناتجة من الاستجابة على (نعم، لا) أو (موافق بشدة ، موافق ، متردد ، أرفض ، أرفض بشدة) ، أو غير ذلك . وينطوى الهدف فى مثل هذه الحالات على الكشف عن الفروق بين ما تم جمعه من تكرارات ميدانية (نتيجة البحث) وتكرارات متوقع الحصول عليها بشأن نفس الاستجابات فى المجتمع الأصل .

إن عملية المقارنة بين المشاهدات أو التكرارات الملاحظة (هـ) والتكرارات النظرية أو المتوقعة (ق) تتطلب التعرف على توزيع نظرى يسمى توزيع مربع كاى ويعطى بالقانون.

$$كا^2 = \frac{(ن - ١)\ ع^2}{ع^2}$$

حيث ع الانحراف المعيارى لدرجات العينة

ع الانحراف المعيارى لدرجات المجتمع

ن عدد أفراد العينة

أى أن قيمة كاى تربيع تساوى خارج قسمة تباين العينة على تباين المجتمع مع ضرب الناتج فى عدد أفراد العينة مطروحاً منه ١

فإذا كان لدينا مجتمع إحصائى انحرافه المعيارى $ع^{٢}$ سحبنا منه جميع العينات الممكنة وحسبنا لكل عينة الانحراف المعيارى ع وبأحجام عينات مختلفة، يصبح لدينا توزيع احتمالى للمتغير العشوائى X^2 معادلته على الصورة .

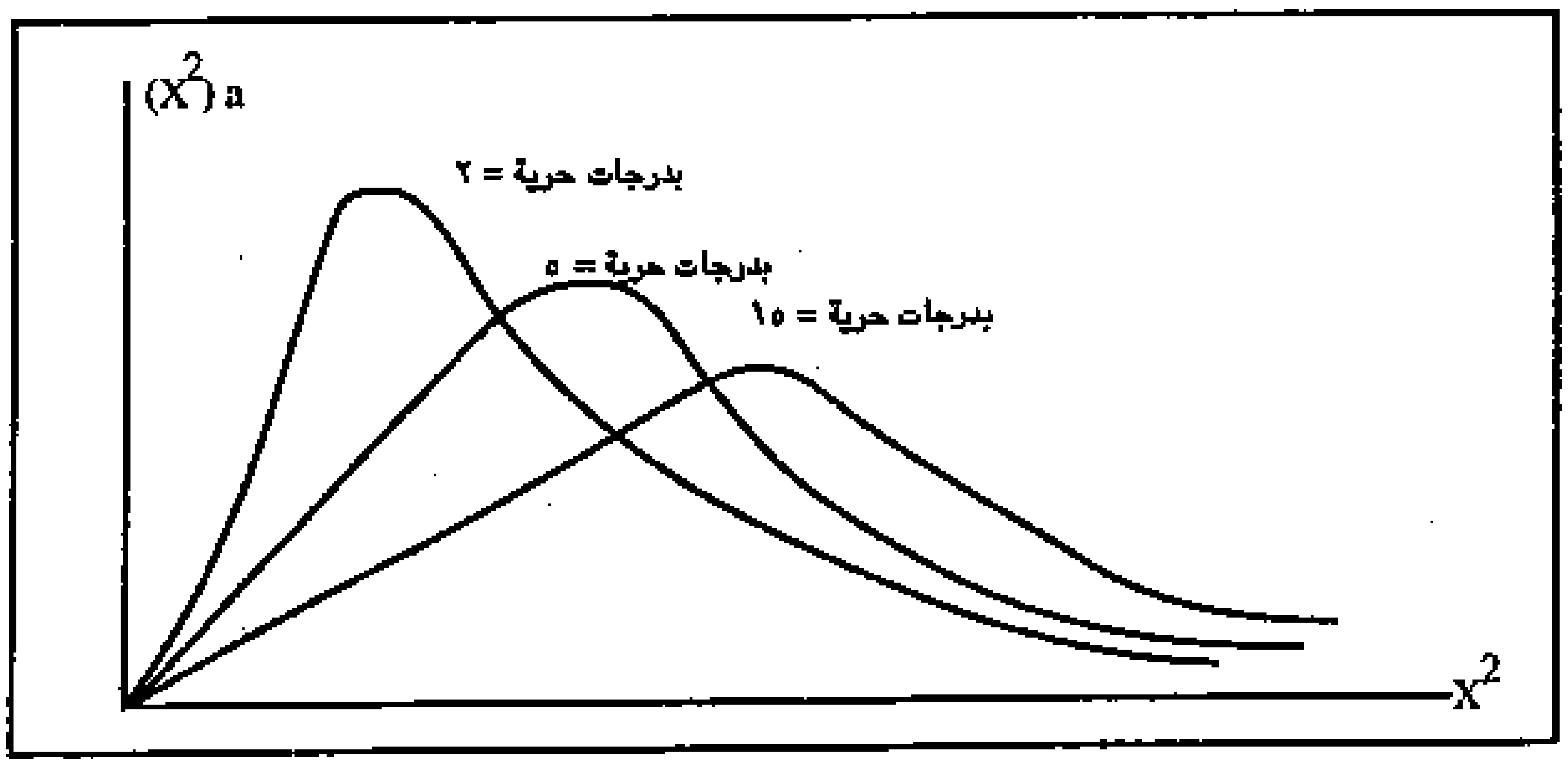
$$د\,(كا^{٢}) = أ\,(كا^{٢})^{\frac{ن-٣}{٢}}\; هـ^{-٠,٥\,كا^{٢}}$$

بدرجات حرية ن – ١ ، أ مقدار ثابت يعتمد على درجات الحرية، هـ = ٢,٧٢ تقريباً.

والشكل العام لتوزيع $كا^{٢}$ هو توزيع ملتو دوماً. والشكل التالى يمثل منحنى ذلك التوزيع عند درجات حرية (ن – ١) = ٣

وعند درجات حرية = ٥

وعند درجات حرية = ١٥



إن المساحة الواقعة تحت أى توزيع من توزيعات ($كا^{٢}$) تساوى الواحد الصحيح،

إلا أن نسبة المساحة الواقعة تحت المنحنى بين أية قيمتين واقعتين على القاعدة تتباين تبعاً لحجم العينة ن ومن ثم درجة الحرية ن – ١

التوقع (المتوسط) والتباين للمتغير الذى يتبع مربع كاى

المتوسط للمجتمع $\overline{س}$ = درجات الحرية (ن – ١)
الانحراف المعيارى ع = $\sqrt{٢ (ن – ١)}$

ولإيجاد المساحات تحت منحنى كاى تربيع أو إيجاد القيم التى يقع إلى يسارها أو إلى يمينها مساحة معينة ، نستعمل جدول كا^{٢} كما فعلنا بالنسبة للتوزيع الطبيعى وتوزيع ستيودنت حيث نحدد درجات الحرية ونحدد المساحة (٩٥٪) أو (٩٩٪) أو غير ذلك فنحصل على قيم كا^{٢} داخل الجدول بالملاحق.

مثال : إذا كان X^2 يخضع لتوزيع مربع كاى بدرجات حرية ١٠ ، فأوجد قيمة مربع كاى التى يكون إلى يسارها ٠,٩٩ من المساحة .

الحل : بالنظر فى جدول مربع كاى عند درجة حرية ١٠ أسفل المساحة ٩٩٪ نجد عند التقاطع ٢٣,٢٠٩ وهى القيمة المطلوبة .

مثال : أوجد القيم الحرجة لمربع كاى التى تجعل المساحة فى الطرف الأيمن من توزيع X^2 تساوى ٠,٠٥ إذا كانت درجة الحرية :

أ – ١٥

ب – ٢١

جـ – ٥٠

الحل : باستخدام الجداول وعند العمود المعنون X^2 عند ٠,٩٥ نجد أن :

أ – كا^{٢} = ٢٥ عند درجات حرية ١٥

ب – كا^{٢} = ٣٢,٧ عند درجات حرية ٢١

جـ – كا^{٢} = ٦٧,٥ عند درجات حرية ٥٠

الفصل الثانى

الفــروض واختبــارها

الفصل الثانى

الفـروض واختبـارها

أولاً : الفروض Hypotheses

حينما يكون لدى الباحث مشكلة، فإنه يتوقع احتمالات لحلها ابتداءً، وهذه التوقعات أو الاحتمالات أو التخمينات حول الحلول الممكنة أو الإجابات المؤقتة يطلق عليها فروض Hypotheses .

١- الفرض : Hypothesis

جملة علمية تعبر عن توقع أو احتمال أو تخمين ذكي أو إجابة مؤقتة لسؤال سوف يحاول الباحث من خلال سلسلة من الإجراءات أن يتحقق منه .

والفروض تستمد من خلفية علمية مقروءة أو مسموعة أو مرئية أو مشاهدة تنهى الحيرة وتكشف عن الغموض مؤقتاً .

ويصاغ الفرض بداية صياغة مباشرة Directional Hypotheses كما يتوقعها الباحث. وحتى يستطيع الباحث أن يختبر الفرض المباشر لابد له أن يقرر فى البداية هل سوف يختبره كيفياً أم كمياً، ففى حالة البحوث التاريخية أو الوثائقية يكون اختبار الفرض كيفياً، وذلك بالكشف عن أدلة وبراهين تنطوى على حقائق تثبت قبول الفرض أو عدم قبوله (دحضه) . وفى حالة البحوث التجريبية أو الوصفية فإن اختبار الفرض يصبح كمياً. وفى حالة الاختبار الكمى للفرض لابد من بعض المعالجات الإحصائية. وهذا يتطلب من الباحث أن يعدل من صياغة فرضه إلى صيغة فرض إحصائى .

٢- الفرض العلمى والفرض الإحصائى

Scientific Hypothesis and statistical Hypothesis

الفرض العلمى هو حل مقترح لمشكلة أو قضية، وهذا الحل مصاغ بشكل استنتاجى للإجابة أو تخمين ذكى لحل القضية، ويتم التحقق منه فى ضوء تحليل نظرى لخبرة أو معلومة سابقة وتتمتع بصفة العمومية .

أما الفرض الإحصائى فهو ادعاء أو تصريح بخصوص معلم غير معروف ويتم التحقق منه بأسلوب إحصائى وقد يتعلق بأمور ليست لها صفة العمومية (تخص دار

حضانة بعينها مثلاً أو عينة أو فئة).

٣- صياغة الفرض :

تصاغ الفروض إما فى شكل صفرى أو شكل بديل .

الفروض الصفرية Null-Hypotheses (Ho)

ويفترض فيها الباحث أن الفرق المتوقع صفر أو أن العلاقة بين المتغيرين تساوى صفرا ، وأن أى فروق تظهر أو مقدار للعلاقة يظهر يمكن إرجاعه إلى الصدفة مثل :

* متوسط أعمار المجتمع لا يختلف عن ٤٧ سنة $ف_{٠} : \bar{س} = ٤٧$

* معامل الارتباط بين الذكاء والتحصيل لا يختلف عن ٠,٤٢ $ف_{٠} : ر = ٠,٤٢$

* الفرق بين متوسطي الذكور والإناث لايختلف عن صفر

$ف_{٠} : \bar{س}_{١} - \bar{س}_{٢}$ = صفر وقد تكتب $\bar{س}_{١} = \bar{س}_{٢}$

* الفرق بين تباينى أطفال الريف وأطفال الحضر لا يختلف عن صفر

$ف_{٠} : ع_{١}^{٢} - ع_{٢}^{٢}$ = صفر وقد تكتب $ع_{١}^{٢} = ع_{٢}^{٢}$

ولا يشترط الالتزام بهذه الصياغة الحرفية فقد نقول :

لاتوجد فروق ذات دلالة إحصائية فى التحصيل الدارسى بين الأطفال الذين التحقوا برياض للأطفال والأطفال الذين لم يلتحقوا .

الفروض البديلة : Alternative Hypotheses (H1)

وفيها يفترض الباحث أن العلاقة بين المتغيرات موضع الدراسة أو الفروق المتوقعة لاتساوى الصفر وأن الأمر لايعود للصدفة .

ويكون للفرض الصفرى عادة فرض بديل مصاحب ($ف_{١}$) والذى يقبل إذا رفض الفرض الصفرى ويرفض إذا قبل . والفرض البديل يصاغ بإحدى الطريقتين الحاليتين :

فرض بديل غير متجه Nondirectional وهو فرض محايد ينص على أن المعلمة مثلاً لها قيمة تختلف بغض النظر عن كون الاختلاف زيادة أو نقصاً مثل :

* متوسط أعمار المجتمع يختلف عن ٣٧ $ف_{١} : \bar{س} \neq ٤٧$

* متوسط ذكاء الذكور يختلف عن متوسط ذكاء الإناث .

$ف_{١} : \bar{س}_{١} \neq \bar{س}_{٢}$ ولا يشترط الالتزام بالنص السابق للفرض فيمكن أن نقول « لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية فى الذكاء بين الذكور والإناث »

أما الفرض البديل المتجه directional فهو فرض غير محايد ينص على أن المعلمة مثلاً أكبر أو أصغر مثل :

* متوسط أعمار المجتمع أكبر من ٤٧ سنة ف١ : س̄ > ٤٧

* متوسط أعمار المجتمع أقل من ٤٧ سنة ف١ : س̄ < ٤٧

* متوسط القلق لدى الذكور أكبر من متوسط القلق لدى الإناث

ف١ : س̄١ > س̄٢ ولا يشترط الالتزام بالنص السابق .

فيمكن أن نقول :

«توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين الذكور والإناث فى القلق لصالح الإناث»

ملاحظات مهمة :

(١) الفرض البديل يجب أن نعلم أنه لايخضع للاختبار إحصائياً ، بل إن الذى يخضع للمعالجة الإحصائية والاختبار هو الفرض الصفرى . أما أهمية الفرض البديل أو تأثيره علينا فى أثناء المعالجة فيكمن فى أنه يحدد كون الاختبار الإحصائى بطرف واحد (ذيل واحد) One-Tailed Test of Significance أو بطرفين (بذيلين) Two-Tailed Test of Significance . فإذا كان الفرض البديل غير متجه يكون الاختبار الإحصائى (أو الكشف عن الدلالة الإحصائية كما سوف يتضح) بذيلين ، أما إذا كان الفرض البديل متجهاً فإن الاختبار الإحصائى (أو الكشف عن الدلالة الإحصائية) يكون بذيل واحد فقط .

ومن الطبيعى فإن صياغة الفرض من قبل الباحث يجب أن تكون فى ضوء الأسس التى تلاحظ فى الفرض السابق ، ولا يمكن أن يحدد اتجاه للفرض أو يتم جعله عديم الاتجاه ، إلا فى ضوء ما يتوافر من معلومات وأطر نظرية سابقة حول قضية البحث أو المنطق الذى يستند عليه الباحث .

(٢) يمكننا القول بأن هناك فروضاً ارتباطية (تكشف عن دلالة العلاقات) وفروضاً فارقة (تكشف عن دلالة الفروق) فالفرض الذى نصه « توجد علاقة دالة موجبة بين الدافع إلى الإنجاز وسمة المثابرة » مثال لفرض ارتباطى ، بينما الفرض الذى نصه « توجد فروق ذات دلالة إحصائية فى الدافع إلى الإنجاز بين أصحاب المستوى المرتفع من المثابرة وأصحاب المستوى المرتفع من المثابرة وأصحاب المستوى المنخفض من المثابرة » مثال لفرض فارقى .

٤- التحقق من (اختبار) الفروض الإحصائية

Testing Statistical Hypothesis

إن اختبار الفرض بأسلوب إحصائى يؤدى إلى اتخاذ قرار حول ما إذا كان الفرض الصفرى مقبولاً أم مرفوضاً (مدحوضاً) ويتم بالطبع باستخدام أسلوب إحصائى مناسب أو مختبر إحصائى Test statistic .

والمختبر الإحصائى هو متغير عشوائى أو دالة كثافة احتمالية لها توزيع احتمالى يصف العلاقة بين القيم النظرية والقيم المشاهدة أو المحسوبة من العينة .

وعادة تتم مقارنة قيمة المختبر الإحصائى أو القيمة الإحصائية أو الإحصاءة المحسوبة من العينة مع قيمته المستخرجة من توزيع احتمالى (رصد فى جداول للسهولة) وعليه نتخذ القرار إما برفض الفرض الصفرى أو قبوله .

وعموماً يكون الفرض الصفرى إما صحيحاً أو خاطئاً وقبول الفرض لا يعنى بالضرورة أنه صحيح، فمن المحتمل عدم توفر البيانات الكافية للرفض. كما أن رفض الفرض لايعنى بالضرورة أنه خاطئ. فمن المحتمل أن تكون قيمة المختبر الإحصائى بعيدة عن المعلمة المناظرة فى المجتمع لدرجة أن احتمال كون قيمته متطرفة بهذا البعد عندما يكون الفرض الصفرى صحيحاً ، أمر نادر الحدوث مما يدفعنا إلى رفض الفرض الصفرى.

وعلى أى حال يظهر نوعان من الخطأ عند اتخاذ القرار حول الفرض الصفرى.

٥- أنواع الأخطاء القرارية :

يظهر نوعان من الخطأ عند اتخاذ القرار حول الفرض الصفرى ويتم الوقوع فى الخطأ نمط واحد Type I عند رفض الفرض الصفرى فى الوقت ، الذى كان من الواجب قبوله لأنه فى حقيقة الأمر صحيح، ويتم الوقوع فى الخطأ نمط اثنين Type II عند قبول الفرض الصفرى حينما يكون من الواجب استبعاده لأنه فى حقيقة الأمر خاطئ .

٦- الفرض الجيد :

هناك أربعة شروط يجب توافرها حتى يمكن القول بأن الفرض فرض جيد :

(١) أن يصور الفرض ما يتوقعه الباحث بأنه حل مؤقت لمشكلة ما .

(٢) أن يتم التوصل للفرض من خلال الأطر النظرية والدراسات السابقة وما ينتج عنها من إطار فكرى يجعل الباحث فى موقف لوضع تخمين ذكى أو إجابة مؤقتة لسؤال .

(٣) أن يكون الفرض قابلاً للتحقق منه (الاختبار) وليس فيه من العمومية التى تعوّق اختباره .

(٤) أن يكون الفرض مختصراً وواضحاً ويتناول قضية واحدة .

ثانياً : مسلمات (افتراضات) البحث :

إن الإجابة المؤقتة المتوقعة لسؤال أو لأسئلة ما، والمستمدة من إطار نظرى ودراسات سابقة قيل إنها فروض، يمكن التحقق منها (قبولها – رفضها) .

أما ما يسلم به البحث، أقصد ما يسلم بصحته كل من الباحث والقارئ لأنه لايتعارض مع الحقائق العلمية فى مجال البحث (مثل علاقة الذكاء بالتحصيل) ولاتحتاج إلى براهين أو أدلة تدلل على صحتها (مثل أيضاً علاقة القلق بالتوافق النفسى) يقال عنها مسلمات Assumptions أما إذا احتاج الأمر إلى دليل أو برهان فهو وليس افتراضاً .

ويمكن تلخيص مسألة أنواع الأخطاء بعد فهمنا للفرض الجيد واختلافه عن الافتراض كما يلى :

* خطأ نمط واحد	** خطأ نمط اثنين
فرض صفرى صحيح	فرض صفرى غير صحيح
رفض للفرض الصفرى	قبول للفرض الصفرى

ومن الطبيعى أن أى باحث لايعرف ما إذا كان قد وقع فى أحد نوعى الخطأ أم لا، لأن تحديد ومعرفة الوقوع فى الخطأ يتم عندما يدرس المجتمع الأصل ككل، والباحث لو كان يعرف الحقيقة أساساً لما قام باختبار الفرض الصفرى .

ولذلك يجب على الباحث بذل الجهد للتغلب على الوقوع فى الخطأ والتقليل من احتمالية حدوثه .

ويمكن التقليل من احتمالية الوقوع فى الخطأ نمط واحد برفع ما نطلق عليه مستوى الدلالة، فبدلاً من التحقق من الفرض عند مستوى دلالة ٠,٠٥ يتم التحقق منه

عند مستوى دلالة ٠,٠١ مثلاً أو ٠,٠٠١ وذلك لأن الصدفة تلعب دوراً كبيراً فى حالة ٠,٠٥ عن الحالتين ٠,٠١ أو ٠,٠٠١ ، إلا أن إنقاص احتمال الوقوع فى الخطأ من النمط واحد يزيد من احتمال الوقوع فى الخطأ نمط اثنين. وذلك لأن رفع مستوى الدلالة يؤدى إلى صعوبة رفض الفرض الصفرى، وهذا بدوره يزيد من تعرضنا للوقوع فى الخطأ نمط اثنين.

إن احتمال تعرض الباحثين لهذين النوعين من الخطأ يجعل من الصعب بل من المستحيل معرفة الحقيقة من نتائج بحث ، وهذا يعطى شرعية لإعادة إجراء البحوث من قبل باحثين آخرين .

ثالثاً : مستوى الدلالة Level of Significance

يمكننا تعريف مستوى الدلالة على أنه الحد الأقصى لاحتمال وقوعنا فى أخطاء من النوع واحد عند اختبارنا للفرضية الصفرية، وغالباً ما نرمز لهذا الاحتمال بالرمز اللاتينى ($\propto$) وتقرأ ألفا .

وغالباً مانعتمد على النسبة ٥ ٪ كحد أقصى مقبول لاحتمال وقوعنا فى خطأ من النمط واحد (إحتمال الفشل) .

فإذا اعتمدنا على مستوى دلالة ٥ ٪ أو ٠,٠٥ عند إجرائنا لاختبار الفرض الصفرى، سنقول إن هناك فرصة لرفض ٥ فروض صحيحة من بين ١٠٠ فرض، أى أننا واثقون باحتمال ٩٥ ٪ أننا اتخذنا قرارات سليمة، وأننا يمكن أن نكون مخطئين فى قراراتنا بحد أقصى ٥ ٪ .

ويمكن اعتماد أى نسبة لتمثل مستوى الدلالة مثل ٣ ٪ أو ١٠ ٪ أو ١٥ ٪ إلا فى مجال البحوث الإنسانية ، فقد اتفق على أن أقل مستوى للدلالة هو ٥ ٪ أو ٠,٠٥ ويمكن أن يرتفع مستوى الدلالة فيصبح ١ ٪ أو ٠,٠١ أو يكون ٠,٠٠١ وهكذا .

وعلى أى حال تكون القيمة القصوى لاحتمال ارتكاب الخطأ من النمط واحد مساوية ($\propto$) وهى نفسها يشار إليها بمستوى الدلالة الإحصائية أو نسبة الفشل فى اتخاذ القرار أو عدم الثقة، وتعنى كلمة دلالة أن الفرق بين القيمة النظرية للمعلمة فى المجتمع ، والقيمة الناتجة من العينة فرق حقيقى ولا يعزى إلى الصدفة chance ، وقيمة مستوى الدلالة ($\propto$) يحددها الباحث الدقيق لنفسه قبل جمع بياناته من عينة بحثه .

مستوى الدلالة ٠,٠٥ : ويعنى أنه إذا كررنا التجربة ١٠٠ مرة فمن المحتمل أن

نرفض الفرض الصفرى ، وهو فى الواقع صحيح خمس مرات ومن ثم نكون أمام نسبة شك فيما توصلنا إليه بنسبة ٥٪ ويكون الاستنتاج سليماً وصائباً بثقة ٩٥٪.

مستوى الدلالة ٠,٠١ : ويعنى أنه إذا كررنا التجربة ١٠٠ مرة فمن المحتمل أن نرفض الفرض الصفرى وهو فى الواقع صحيح مرة واحدة ومن ثم نكون أمام نسبة شك فيما توصلنا إليه بنسبة ١٪ ويكون الاستنتاج سليماً وصائباً بثقة ٩٩٪.

وإذا كانت القيمة القصوى لاحتمال الوقوع فى خطأ من النمط واحد مساوية (∝) أو مستوى الدلالة . فإن الخطأ من النمط اثنين تكون القيمة القصوى لاحتمال الوقوع فيه مساوية لـ β وتقرأ بيتا، وهذا الاحتمال لايحدده الباحث كما هو الحال فى الوقوع أو ارتكاب الخطأ من النوع الأول (∝) وهناك علاقة بين ∝ و β فزيادة أحدهما تستلزم نقصان الأخرى ولكن ليس بنفس المقدار.

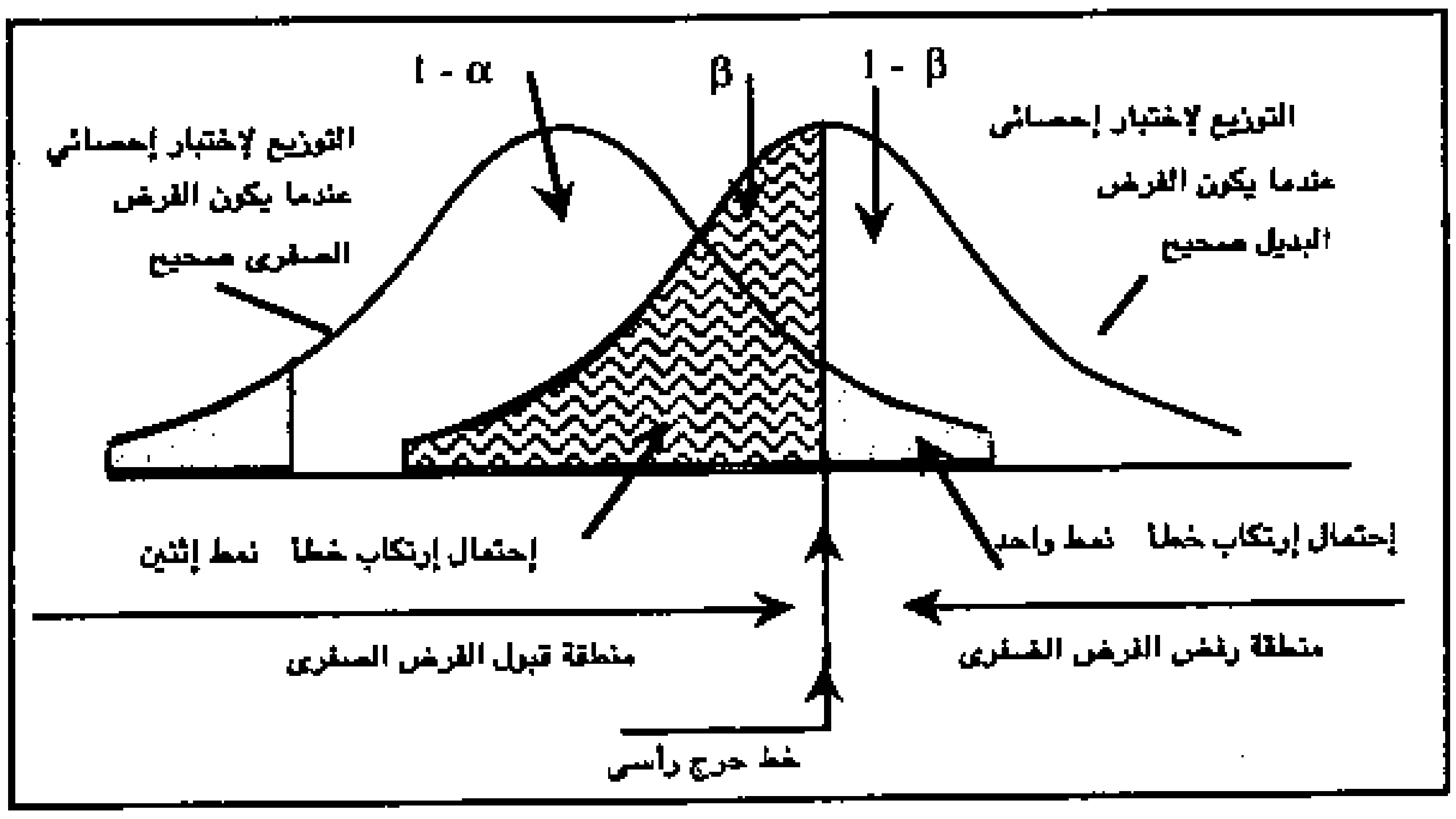
رابعاً : قوة الاختبار Power of the test

قوة الاختبار هى قدرة الاختبار على رفض الفرض الصفرى ، عندما يكون فى حقيقة الأمر خاطئاً، وتكون تلك القوة فى صورة احتمال تعتمد قيمته على احتمال ارتكاب الخطأ نمط اثنين .

قوة الاختبار = ١ − β

وهذا يعنى أن قوة الاختبار ذات علاقة بالقيمة β وكلما ازداد حجم β انخفض مقدار قوة الاختبار ، وهو يتراوح عادة بين صفر كحد أدنى، ١ كحد أعلى .

وتعتبر قوة الاختبار مقبولة فى البحوث الإنسانية حينما تكون مابين ٠,٤٠ و٠,٦٠



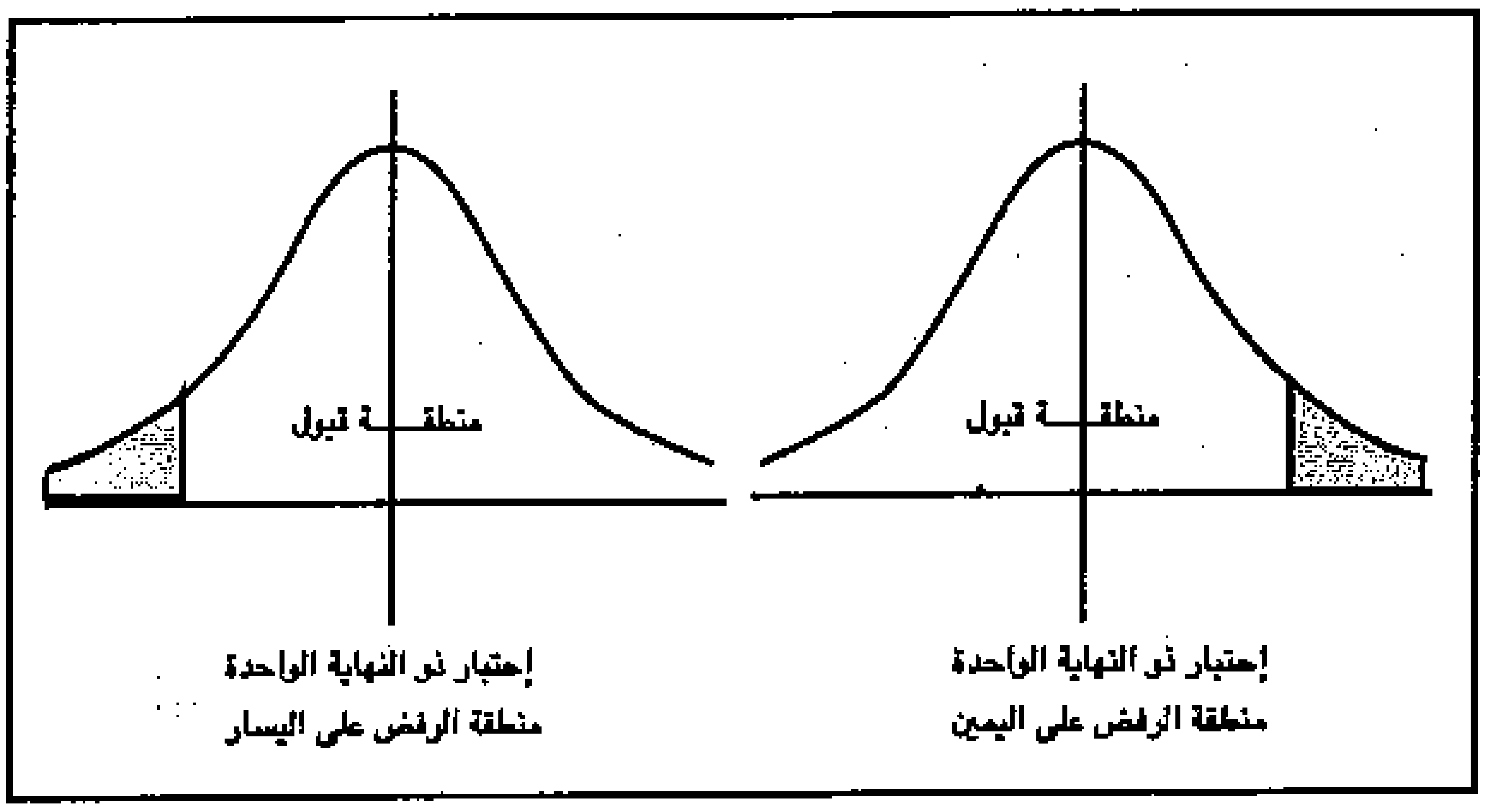
وتتباين الأساليب الإحصائية التى تستخدم فى اختبار الفروض الصفرية فى مدى قوتها . والأساليب الإحصائية التى تميل إلى رفض الفرض الصفرى الخاطئ تسمى أساليب أكثر قوة من غيرها . والأساليب الأقل قوة يفضل استخدامها فى البحوث ذات العينات الكبيرة؛ وذلك لأن زيادة حجم العينة تؤدى إلى التغلب على المشكلات المتعلقة بقوة الاختبار. وتزداد قوة الاختبار بزيادة حجم العينة ، ففى العينات الكبيرة جداً يكون أى فرق بسيط بين الإحصاءة والمعلمة فرقاً له دلالة إحصائية ، ويوقعنا ذلك فى حيرة حينما لا يكون لهذا الفرق أهمية عملية بينما أكدت على دلالته المعالجة الإحصائية .

وتزداد قوة الاختبار بارتفاع مستوى الدلالة أيضاً ففى الشكل السابق يكون لزيادة قيمة (∝) بتحريك الخط الرأسى يساراً نقصان من قيمة (β) ومن ثم ارتفاع ١ - β .

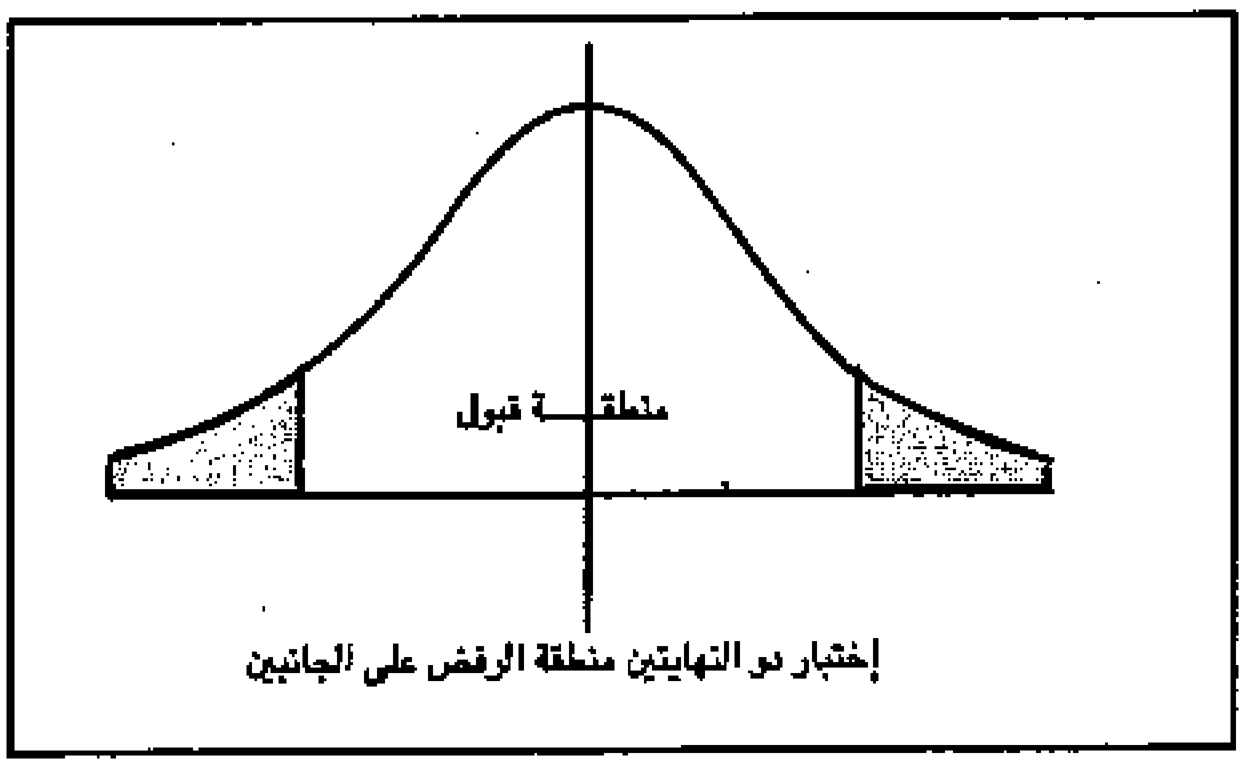
خامساً : الاختبار ذى اتجاه واحد (ذيل) أو اتجاهين (ذيلين)

One tail and Two tail tests

تم إيضاح أنه إذا كان الفرض بديلا فيمكن أن يكون متجهاً أو يكون عديم الاتجاه. وعند استخدام أحد الأساليب الإحصائية فى اختبار الفروض الصفرية ، ينبغى الأخذ بعين الاعتبار نوع الفرض البديل من حيث اتجاهه، فإذا كان عديم الاتجاه فإن القيم المحسوبة تقارن مع توزيع احتمالى خاص باختبار ذى اتجاهين (ذيلين) ، أما إذا كان الفرض البديل متجهاً فتقارن القيم المحسوبة مع توزيع احتمالى خاص بما يسمى باختبار ذى النهاية الواحدة (ذيل) ، وفى اختبار النهاية الواحدة تكون منطقة الرفض فى جهة واحدة (ذيل واحد) من التوزيع فقد تكون جهة اليمين أو جهة اليسار حسب صياغة الفرض البديل، أما فى اختبار ذى الذيلين فإن منطقة الرفض تكون على جهتى التوزيع .



ويكون الاختبار بذيل واحد أقوى من الاختبار بذيلين إذا كانت القيمة الحقيقية للمعلمة فى نفس الجهة التى يفرضها الفرض البديل.



سادساً : خطوات التحقق من الفروض :

يتم اختبار الفروض الصفرية فى ضوء خطوات هى :

(١) الكشف عن توزيع المجتمع .

إذا تطلب التحقق من الفرض استيفاء افتراضات معينة حول المجتمع الذى تسحب منه العينة فإن الباحث يتخذ الطرق البارامترية Parametric لتنفيذ خطته، ومن أمثلة هذه الافتراضات أن تتخذ البيانات فى المجتمع شكل التوزيع الطبيعى .

أما إذا لم يتطلب التحقق من الفرض استيفاء افتراضات معينة حول المجتمع الذى تسحب منه العينة ، فإن الباحث يتخذ الطرق اللابارامترية Nonparametric

وتستخدم فى الحالات التى لايكون فيها التوزيع النظرى للمجتمع الأصل الذى اختيرت منه العينة معروفاً أو فى حالة عدم إمكانية الوفاء بافتراض كون التوزيع النظرى للمجتمع طبيعياً . لذلك فالأمر يتطلب تحديد نوع توزيع المجتمع الأصل قبل التقدم للتحقق من صحة الفرض ، من خلال عينة اشتقت من ذلك المجتمع أو مفروضة ، أو من خلال الحقائق السابقة حول الظاهرة (مثل الذكاء) .

(٢) تحديد مستوى الدلالة الإحصائية (∝) المناسب لطبيعة مجال البحث . هل العلوم الإنسانية ؟ أو العلوم الزراعية ؟ أو الصيدلية ؟

ففى الوقت الذى ترتضى العلوم الإنسانية فيه بمستويات دلالة لا تقل عن ٠,٠٥ نجد أن العلوم الزراعية قد ترتضى بمستويات دلالة تصل إلى ٠,١ بينما البحوث فى مجال الأدوية وفعاليتها على المرضى يجب أن ترتفع بمستويات الدلالة إلى ٠,٠٠١ أو ٠,٠٠٠١ مثلاً .

(٣) تحديد الاختبار الإحصائى لاختبار الفرض الصفرى أو للتحقق من صحته ، وبافتراض أن هذا الفرض صحيح ويحدد الاحتمال الذى يجعل الفرق بين القيم المشاهدة والقيم النظرية جوهرياً ، ولها دلالة .

(٤) إذا كانت قيمة الاحتمال أقل من (∝) نرفض الفرض الصفرى ونعلق على النتيجة باستخدام الفرض البديل .

سابعا : اختبار والد-والف وتز للدفعات (التلاحقات) (التجمعات العشوائية) The Wald - Woltwitz Runs Test:

إن جميع طرق الاستدلال الإحصائى بنيت على افتراض أن العينات عشوائية وعلى أن التجارب التى نحصل منها على البيانات صممت على هذا الأساس . غير أن هناك حالات يصعب فيها تحديد مدى تحقق هذا الافتراض وينبغى حينئذ اختبار عشوائية العينة قبل التصدى لتحليل البيانات .

وتظهر هذه الحالات بصفة خاصة عندما نكون عاجزين كلياً أو جزئياً عن التحكم فى اختيار العينة . فمثلا فى تقدير معدل الوفاة من مرض معين لا مفر من الاعتماد على سجلات سابقة ، وهذه لاتشكل عينة عشوائية بالمعنى الدقيق . كذلك الحال حين لا يكون لنا خيار إلا الاعتماد على أى سجلات متاحة لإعطاء تنبؤات عن الأحوال الجوية أو دراسة حوادث المرور أو دراسة حالات التخرج من الجامعة أو حين نأخذ وحدات صناعية بحسب ترتيب إنتاجها .

ويعتمد اختبار عشوائية العينة الذى نقدمه هنا على نظرية تسمى بنظرية التلاحقات (الدفعات) theory of runs التى تعتمد بدورها على الترتيب الذى سحبت به عناصر العينة. ويهدف الاختبار إلى الكشف عما إذا كان هذا الترتيب عشوائيا أو يتخذ نمطاً معيناً لا يمكن أن نعزوه إلى الصدفة .

اعتبر متتابعة تنقسم عناصرها إلى صنفين فقط . إن أى متتابعة جزئية تتألف من حد أقصى لعناصر متتالية من أحد هذين الصنفين تسمى تلاحقة (دفعة) . فمثلا إذا اخترنا ١٢ شخصاً وكان الحرف « ك » يرمز إلى أن الشخص «ذكر» والحرف «ث » يرمز إلى أن الشخص أنثى فإن المتتابعة .

ك ك   ث ث ث   ك   ث ث   ك ك ك ك

تشتمل على ٥ تلاحقات، تتألف الأولى من اثنين من الكافات ونقول إن طولها ثلاثة، وتتألف الثالثة من كاف واحدة .. .. وهكذا .

وسواء كانت البيانات نوعية أو كمية فإن اختبار التلاحقات يقسمها إلى صنفين متنافيين : ذكور أو إناث – وحدة معيبة أو غير معيبة – مريض أو غير مريض – فوق الوسيط أو تحت الوسيط .. وهكذا .

ليكن ن = حجم العينة ، د = عدد التلاحقات (الدفعات) .

، $ن_١$ = عدد المرات التى يظهر فيها الحرف الذى يرمز إلى أحد الصنفين.

، $ن_٢$ = عدد المرات التى يظهر فيها الحرف الذى يرمز إلى الصنف الآخر.

فمثلاً فى متتابعة التلاحقات المذكورة: لدينا ن=١٢ ، د= ٥ ، $ن_١$ = ٧ ، $ن_٢$ = ٥

إن اختبار التلاحقات مؤسس على الفكرة الآتية : إذا كان بالعينة عدد قليل جداً من التلاحقات، مثلا :

ك ك ك ك ك ك ك   ث ث ث ث ث

فإننا نشك فى وجود تجمعات معينة أو نمط معين pattern فى عملية الاختيار؛ إذ تشير هذه الحالة إلى أن عملية اختيار العينة لم تكن عشوائية بل تبدأ بالذكور ثم بالإناث .

كذلك إذا كان هناك عدد كبير جداً من التلاحقات ، مثلا

ك ث ك ث ك ث ك ث ك ث ك ث

فإننا نشك فى وجود نوع من النمط الذى يتكرر دورياً ، وتشير هذه الحالة أيضاً إلى أن الاختيار لم يكن عشوائياً .

ولذلك يبنى اختبار التلاحقات على المتغير العشوائى د الذى يعبر عن عدد التلاحقات في المتتابعة التى نتجت فى عملية الاختيار . ولهذا المتغير توزيع معروف، وسطه الحسابى $\mu_{\text{د}}$ وتباينه $\sigma^2_{\text{د}}$ كالآتى :

$$\mu_{\text{د}} = \frac{2\,\text{ن}_1\,\text{ن}_2}{\text{ن}_1 + \text{ن}_2} + 1$$

$$\text{،}\quad \sigma^2_{\text{د}} = \frac{2\,\text{ن}_1\,\text{ن}_2\,(2\,\text{ن}_1\,\text{ن}_2 - \text{ن}_1 - \text{ن}_2)}{(\text{ن}_1 + \text{ن}_2)^2\,(\text{ن}_1 + \text{ن}_2 - 1)}$$

ويمكن إثبات أنه إذا كانت كل من ن_1 ، ن_2 لا تقل عن ٢٠ فإن الإحصاءة

$$Z = \frac{\text{س} - \mu_{\text{د}}}{\sigma_{\text{د}}}$$

يكون توزيعها قريباً من التوزيع المعتدل المعيارى .

ونظرا لأن البيانات التى نحصل عليها تكون بيانات عن متغير وثاب (غير متصل) (د) بينما التوزيع المعتدل هو توزيع لمتغير متصل ، فإن صيغة القانون السابق تصحح كالآتى تعويضاً عن هذا الاختلاف ، وإن كان من الممكن الاعتماد على الصيغة الأولى :

$$Z = \frac{(\text{د} \pm \frac{1}{2}) - \mu_{\text{د}}}{\sigma_{\text{د}}}$$

وتؤخذ العلامة السالبة إذا كان عدد التلاحقات (د) فى العينة يزيد عن الوسط الحسابى $\mu_{\text{د}}$ المحسوب ، وتؤخذ العلامة الموجبة إذا كانت د تقل عن $\mu_{\text{د}}$. هذا ويمكن الاستغناء عن هذا التصحيح ، وإهمال النصف إذا كانت العينة كبيرة .

وحين تكون كل من ن_1 ، ن_2 أكبر من ٢٠ نكون أمام واحد من الحالات الثلاثة الآتية :

(أ) إذا كان الفرض الصفرى هو أن العينة عشوائية والفرض الآخر هو العكس فإننا نستخدم اختباراً ذا جانبين ونرفض الفرض الصفرى عند مستوى الدلالة ٠,٠٥

إذا وقعت القيمة المشاهدة للإحصاءة (Z) خارج المنطقة :

(١,٩٦- > Z < ١,٩٦)

ونرفضه عند المستوى ٠,٠١ إذا وقعت خارج المنطقة :

(٢,٥٨- > Z < ٢,٥٨)

ويمكن أن نوجد المناطق المناظرة لأى مستوى دلالة آخر من جدول المساحات أسفل المنحنى المعتدل المعيارى .

(ب) أما إذا كان عدد التلاحقات صغيراً وأردنا إختبار الفرض عن وجود نمط يفسر قلة هذه التلاحقات ، فإن الاختبار فى هذه الحالة يكون ذا جانب واحد هو الجانب الأيسر ونرفض الفرض الصفرى عن عشوائية العينة لصالح هذا الفرض عند مستوى الدلالة ٠,٠٥ إذا كانت القيمة المشاهدة للإحصاءة (Z) أقل من – ١,٦٤ ونرفضه عند مستوى الدلالة ٠,٠١ إذا كانت تقل عن – ٢,٣٣ .

(جـ) كذلك إذا كان عدد التلاحقات كبيراً وأردنا اختبار الفرض عن وجود نمط دورى فإن الاختبار يكون أيضاً ذا جانب واحد هو الجانب الأيمن ، ونرفض الفرض الصفرى عن عشوائية العينة لصالح هذا الفرض عند المستوى ٠,٠٥ (أو ٠,٠١) إذا كانت القيمة المشاهدة للإحصاءة (Z) تزيد عن ١,٦٤ (أو ٢,٣٣) .

إذاً حينما يرغب الباحث فى التحقق من مدى عشوائية البيانات المجتمعة ، أى التجمعات أو الدفعات أو التلاحقات جاءت غير متحيزة أى ظهرت عشوائية، فإنه يلجأ الى هذا الاختبار على اعتبار ان التجمع الواحد يعنى الدفعة الواحدة ، وهو عباره عن تسلسل متتابع من البيانات التى لها نفس الخاصية .

فإذا جاء الى مؤسسة للتعليم عدد من الراغبين فى التسجيل من الرجال (ج) والنساء (س) على النحو التالى .

ج ج س س س ج س س ج ج ج

يقال انه حضر الينا خمس دفعات أو تجمعات Runs هى رجلين ثم ثلاث نساء ثم رجل ثم امرأتان ثم ثلاثة رجال (أى حسب أسبقية الحضور)

وإذا كان لدينا نسب ذكاء عينتين من أطفال الريف والحضر على النحو التالى:

نسب ذكاء عينة أطفال الريف (ف) : ١١٥ ١٠٩ ٩٥ ١٤٠ ١١٢ ١٢٨ ١٢٦

نسب ذكاء عينة أطفال الحضر (ح) : ٩٧ ١٢٥ ٩٢ ١٣٠ ٩٤ ١١٦

فإن الامر لكى يوضع فى دفعات أو مجموعات يتطلب وضع البيانات للعينتين فى مجموعة واحدة من البيانات بحيث ترتب البيانات ترتيبا متتاليًا حسب قيمها ، وليس حسب أسبقية ظهورها كما حدث فى مثال مؤسسة التعليم .

والآن نحصل على الدفعات بترتيب قيم نسب الذكاء من الأصغر إلى الأكبر أو العكس فى المجموعتين فى آن واحد هكذا :

٩٢ ٩٤	٩٥	٩٧	١٠٩ ١١٢ ١١٥	١١٦ ١٢٥	١٢٦ ١٢٨	١٣٠	١٤٠
ح	ف	ح	ف	ح	ف	ح	ف

يقال هذا ان لدينا ثمان دفعات أو ثمان تجمعات Runs حصلنا عليها من عينة أطفال الريف عددها ن١ = ٧ ، وعينة أطفال الحضر عددها ن٢ = ٦

فى اختبار والد – ولف وتز هنا نستخدم عدد التجمعات أو الدفعات المشاهدة للتحقق من عشوائية البيانات أو التوزيع .

أولاً: اختبار والد –ولف وتز عندما يكون حجم كل عينة أقل من أو يساوى٢٠ :

فى هذه الحالة يكون حجم المجموعة الأولى ن١ ≤ ٢٠

وحجم المجموعة الثانية ن٢ ≤ ٢٠

وعلينا وضع البيانات المعطاة بصورة حسب ظهورها إذا كانت هناك مقابلات أو حسب قيمها إذا طبقت اختبارات أو أجرى قياسات على المفردات ، وبذلك نحصل على دفعات (د) علينا أن نحدد عددها أو يقال عنها عدد الدفعات المحسوبة .

وباستخدام ن١

وباستخدام ن٢

ندخل جدول والد – ولف وتز للدلالة الإحصائية للتجمعات أو الدفعات (د) انظر الملاحق الذى يعطى عند تقاطع ن١ ، ن٢ قيمتين لـ (د) أحداهما يقال عنها القيمة الصغرى ، والأخرى يقال عنها القيمة الكبرى .

* فإذا جاءت قيمة (د) للدفعات المحسوبة يساوى أو أقل من القيمة الجدولية الصغرى، رفضنا الفرض الصفرى ، وقلنا إن سلسلة البيانات غير عشوائية .

* وإذا جاءت قيمة (د) للدفعات المحسوبة يساوى أو يزيد عن القيمة الجدولية الكبرى، رفضنا الفرض الصفرى وقلنا إن سلسلة البيانات غير عشوائية.
* وإذا جاءت قيمة (د) للدفعات المحسوبة أكبر من القيمة الصغرى الجدولية وأقل من القيمة الكبرى ، قبلنا الفرض الصغرى وقلنا إن العناصر التى تتضمنها سلسلة البيانات تم اختيارها بطريقة عشوائية أو جاءت بطريقة عشوائية .

أى أن القول بوجود العشوائية يتطلب أن تكون (د) المحسوبة بين القيمتين الصغرى والعظمى الجدولية .

مثال : لنفرض أن اخصائياً اجتماعياً اراد أن يستطلع رأى عشرة من جمهور سكان مدينة السادس من أكتوبر عن مستوى المدينة، ولما كان رأى الافراد سوف يتأثر بالجنس (ذكر- أنثى) لذا فقد حرص الأخصائى على التحقق من العشوائية. فهل هى متوفرة اذا علم أن المقابلات كانت على النحو التالى :

ذ ذ ذ ذ	ث ث	ذ ذ	ث ث
دفعة أولى	دفعة ثانية	دفعة ثالثة	دفعة رابعة

حيث ذكر (ذ) ، أنثى (ث)

الحل :

عدد الذكور $ن_1$ = ٦ ، عدد الإناث $ن_2$ = ٤

عدد الدفعات د = ٤ المحسوبة

يلاحظ أن $ن_1$ ، $ن_2$ $\geqslant$ ٢٠

بالدخول الى جدول والد - ولف وتز بالملاحق نجد القيم الجدولية عند

$ن_1$ = ٦ ، $ن_2$ = ٤ هى ٢ ، ٩

وحيث إن عدد الدفعات المحسوبة د = ٤ أى تقع بين القيمة الصغرى ٢ والقيمة الكبرى ٩ ، اذاً هناك عشوائية فى ظهور رجال ونساء فى المجموعة المختاره وذلك عند مستوى دلالة ٠,٠٥

ويمكن تلخيص النتائج فى الجدول التالى :

الجنس	العدد	عدد الدفعات المحسوبة	القيم الجدولية	دلالة العشوائية
ذكور اناث	٦ ٤	٤	٢ ، ٩	٠,٠٥

ملاحظة : يسمح لنا هذا الاختبار بالتعامل مع حالات يكون فيها العينات صغيرة جداً

$ن_١ = ٢$ ، $ن_٢ = ٢$

مثـال : اخـتـار بـاحث مـجـمـوعـتين من الأطفال ، طبق على كل منهـمـا استـبـيـانا فى الاتجاهات نحو اللعب الإلكترونية ، وذلك قبل تطبيقه برنامجاً لتنمية الاتجاه نحو الكمبيوتر بهدف التحقق من عشوائية توزيع الأفراد فى المجموعتين لاتخـاذ إحداهما كتجريبية والأخرى كضابطة . وجاءت درجات كل مجموعة كما يلى

المجموعة الضابطة (ط) : ٣٥ ، ٢٤ ، ٢٧ ، ٣٥ ، ٣٩ ، ١٩

المجموعة التجريبية (ت) : ١١ ، ١٥ ، ٣٨ ، ٢٣ ، ١٣ ، ٢١ ، ١٤

الحل : علينا ترتيب درجات المجموعتين من الأصغر إلى الأكبر، أو العكس لتحديد الدفعات أو المجموعات .

١١، ١٣، ١٤، ١٥	١٩ ، ٢١	٢٣، ٢٤	٢٧، ٣٥، ٣٥،	٣٨	٣٩
ت ت ت ت	ط	ت ت	ط ط ط ط	ت	ط
دفعة أولى	دفعة ثانية	دفعة ثالثة	دفعة رابعة	دفعة خامسة	دفعة سادسة

نلاحظ أن عدد الدفعات د = ٦

أذاً $ن_١ = ٦$

$ن_٢ = ٧$

د = ٦

وحيث إن $ن_١$ ، $ن_٢ \leqslant ٢٠$ فعلينا دخول جدول دلالة اختبار والد – ولف وتز عند $ن_١ = ٦$ ، $ن_٢ = ٧$ تكون القيمة الجدولية ٣ ، ١٢

وحيث إن (د) المحسوبة تقع بين القيمتين الموجودتين بالجدول ، إذاً أفراد المجموعتين من مجتمع واحد ، وأنهم وزعوا على المجموعتين بطريقة عشوائية . وتكون قد قبلنا الفرض الصفرى الذى يقرر العشوائية عند مستوى ٠,٠٥ لدلالة طرفين.

ويمكن تلخيص النتائج فى جدول على النحو التالى :

الجنس	العدد	عدد الدفعات المحسوبة	القيم الجدولية	دلالة العشوائية
ضابطة تجريبية	٦ ٧	٦	١٢ ، ٣	٠,٠٥

ثانيا : اختبار والد – ولف وتز عندما يكون حجم أى من العينتين أكبر من ٢٠

فى هذه الحالة تكون إحدى العينتين مشتملة على أفراد أكثر من ٢٠ مفحوصاً. وربما كانت كل منهما فيها أكثر من ٢٠ مفحوصا ، وعلينا هنا أن نحسب قيمة Z

$$Z = \frac{د - \mu_د}{\sigma_د}$$

حيث Z : الدرجة المعيارية

، د : عدد الدفعات المحسوبة

، $\mu_د$: المتوسط الحسابى للتوزيع (ميو)

$\sigma_د$: الانحراف المعيارى للتوزيع (سيجما)

* فإذا جاءت Z أقل من ± ١,٩٦ قيل إنها غير دالة، ونقبل الفرض الصفرى القائل بعشوائية التتابع .

* أما إذا جاءت Z أكبر من أو تساوى ± ١,٩٦ قيل إنها دالة، ونرفض الفرض الصفرى ، ونقول بأن التتابع غير عشوائى وذلك عند مستوى دلالة ٠,٠٥

مع ملاحظة أننا نحسب $\mu_د$ ، $\sigma_د$ كما يلى :

$$\mu_د = \frac{٢ \times ن_١ \times ن_٢}{ن_١ + ن_٢} + ١$$

$$\sigma_د = \sqrt{\frac{[٢ \times ن_١ \times ن_٢][٢ \times ن_١ \times ن_٢ - ن_١ - ن_٢]}{[ن_١ + ن_٢]^٢ [ن_١ + ن_٢ - ١]}}$$

مثال :لاحظ أخصائى نفسى عقب حرب الخليج، أن اطفالاً كويتيين وأجانب يقبلون على تسجيل أسمائهم بالمستشفى وفقاً للتسلسل .

ج ،و ،و ،و ،و ،ج ،و ،و ،و ،و ،ج ،ج ،و ،و ،و

و ،و ،ج ،و ،و ،ج ،ج ،ج ،و ،و ، و ، و ،و ،و

حيث ج : غير كويتى

و : كويتى فهل يعتبر هذا التتابع عشوائيا ؟

الحل : نلاحظ أن $ن_1$ (عدد الأجانب) = ٨

$ن_2$ (عدد الكويتيين) = ٢١

د (عدد الدفعات) = ١٠

ويلاحظ أيضاً أن إحدى المجموعات $ن_2 > ٢٠$

ولذلك سوف نحسب Z وقبلها علينا حساب $\mu_د$ ، $\sigma_د$

$$\mu_د = \frac{٢ \times ن_1 \times ن_2}{ن_1 + ن_2} + ١$$

$$\mu_د = \frac{٢ \times ٨ \times ٢١}{٨ + ٢١} + ١$$

$$= \frac{٣٣٦}{٢٩} + ١ \quad = ١٢,٥٩$$

$$\sigma_د = \sqrt{\frac{\left[٢ \times ن_1 \times ن_2\right]\left[٢ \times ن_1 \times ن_2 - ن_1 - ن_2\right]}{\left[ن_1 + ن_2\right]^٢\left[ن_1 + ن_2 - ١\right]}}$$

$$= \sqrt{\frac{\left[٢ \times ٨ \times ٢١\right]\left[٢ \times ٨ \times ٢٨ - ٨ - ٢٨\right]}{\left[٨ + ٢١\right]^٢\left[٨ + ٢١ - ١\right]}}$$

$$= \sqrt{\frac{\left[٣٣٦\right]\left[٣٣٦ - ٨ - ٢١\right]}{\left[٨ + ٢١\right]^٢\left[٨ + ٢١ - ١\right]}}$$

$$= \sqrt{\frac{٣٣٦ \times ٣٠٧}{٨٤١ \times ٢٨}} \quad = \sqrt{٤,٣٨}$$

$$\sigma_د = ٢,٠٩$$

والآن علينا أن نحسب Z

$$Z = \frac{د - \mu_د}{\sigma_د}$$

$$Z = \frac{١٠ - ١٢,٥٩}{٢,٠٩}$$

$$Z = \frac{-٢,٥٩}{٢,٠٩}$$

$$Z = -١,٢٤$$

وهى قيمة أقل من القيمة اللازمة للدلالة عدديا ١,٩٦

وعلى هذا فهى غير دالة؛ أى أن التتابع عشوائى للأجانب والكويتيين ، عند مستوى دلالة ٠,٠٥

ويمكن تلخيص النتائج كما يلى:

المجموعة	العدد	عدد الدفعات	متوسط التوزيع	الانحراف المعياري للتوزيع	Z	مستوي الدلالة
كويتيون أجانب	٢١ ٨	١٠	١٢,٥٩	٢,٠٩	-١,٢٤	غير دال والتتابع عشوائى

مثال : أخذت عينة من ٣٠ شجرة كافور كانت قد زرعت من عدة سنوات على طريق رزاعى فوجدت المتتابعة الآتية ، حيث ص تعبر عن أن الشجرة مصابة بمرض معين ، ح تعبر عن أنها غير مصابة. اختبر عند مستوى الدلالة ٠,٠١ الفرض بوجود تجمعات أى أن الأشجار المصابة تتجمع معاً .

ح ح ح ح ح   ص ص ص   ح ح ح ح ح ح ح ح ح

ص ص   ح ح   ص ص ص ص ص   ح ح ح ح

الحل : لدينا د = ٧ (عدد التلاحقات)،

$ن_١$ = ٢٠ (عدد الأشجار السليمة)،

$ن_٢$ = ١٠ (عدد الأشجار المصابة) .

نظراً لأن كلا من $ن_١$ ، $ن_٢$ لا تقل عن عشرة ، يمكن اعتبار توزيع الإحصاءة Z معتدلا معيارياً .

$$\mu_{د} = \frac{٢ \times ٢٠ \times ١٠}{٢٠ + ١٠} + ١ = ١٤,٣٣$$

$$\sigma_{د} = \sqrt{\frac{٢ \times ٢٠ \times ١٠ \left(٢ \times ٢٠ \times ١٠ - ٢٠ - ١٠\right)}{٣٠^{٢} \times \left(٢٠ + ١٠ - ١\right)}} = ٢,٣٨$$

$$Z = \frac{\left(٧ + \frac{١}{٢}\right) - ١٤,٣٣}{٢,٣٨} = -٢,٨٧$$

الفرض الصفرى : العينة عشوائية .

الفرض الآخر : يوجد تجمعات . (وإذاً الاختبار ذو جانب واحد هو الجانب الأيسر)

بما أن – ٢,٨٧ < – ٢,٣٣ نرفض الفرض الصفرى عند مستوى الدلالة ٠,٠١ عن عشوائية العينة ويكون لدينا دليل قوى على أن الأشجار المصابة تقع فى تجمعات غير عشوائية .

حالة البيانات الكمية

لاختبار عشوائية العينة فى حالة البيانات الكمية كأن يكون لدينا متتابعة تعبر عن أوزان طفل ينمو سجلت فى فترات يومية أو أسبوعية ، نستخدم نفس الأسلوب السابق ، إلا أننا فى هذه الحالة نقسم ما لدينا من قيم إلى صنفين بحسب وقوعها فوق الوسيط أو تحت الوسيط فنضع حرف أ مثلا (أو علامة +) لكل قيمة تزيد عن الوسيط وحرف ب (أو علامة –) لكل قيمة تقل عن الوسيط مع الاحتفاظ بترتيب هذه القيم. وإذا وجدت قيم تساوى الوسيط فإنها تهمل وكأنها لم تكن .

(تذكر أنه لإيجاد الوسيط لمجموعة من الأعداد نرتب هذه الأعداد تصاعدياً أو تنازلياً ثم نأخذ العدد الذى فى الوسط إذا كان عدد هذه الأعداد فردياً، أو متوسط العددين الأوسطين إذا كان عدد الأعداد زوجياً) .

إن طريقة التلاحقات (الدفعات) أعلى وأسفل الوسيط تفيد على وجه الخصوص فى حالتين رئيسيتين أولاهما اختبار الاتجاهات وثانيتهما اختبار الأنماط الدورية . فإذا بدأت متتابعة التلاحقات بحروف أغلبها ب ثم بحروف أغلبها أ فإن هناك ميلا إلى أعلى . أما إذا كان الحرفان أ ، ب يتبادلان بشكل منتظم فإن هذا يشير إلى وجود نمط دورى .

مثال : أخذ قطاع على أرض متملحة ، وعند نقط محددة منه قدرت نسب الغطاء النباتى لنوع من النباتات بعرض ٥ سم من القطاع . سجلت ٤٠ من هذه النسب بالترتيب كما يلى :

٢٤	٢٧	٢٧	٣٣	٢٨	٢١	١٨	٣٠	٣٥	٢٦	٢٧
٢٤	٢٩	٣٢	٢٣	١٩	٣١	٢٨	٢٨	٢٦	٢٤	١٩
١٤	٢٢	٢٣	٢٢	٢٣	٢٨	١٧	٢١	٢٣	١٣	٢٤
٢٨	٢٠	١٨	٢١	٢١	١٠	١٧				

اختبر ما إذا كان هناك نمط تجمع للغطاء النباتى .

الحل :

الوسيط فى العينة = $\frac{١}{٢}$ (٢٣ + ٢٤) = ٢٣,٥

(يلاحظ أن إيجاد الوسيط يستلزم أولا ترتيب الأعداد المعطاة تصاعديا أو تنازليا) بوضع الرمز أ بدلا من أى عدد يزيد عن ٢٣,٥ والرمز ب بدلا من أى عدد يقل عن ٢٣,٥ نحصل على المتتابعة الآتية :

أ أ أ أ ب ب أ أ أ أ أ أ ب ب أ أ أ أ ب ب ب ب ب ب ب ب

أ ب ب ب أ أ ب ب ب ب ب ب

يبدو أن القيم الأكبر من الوسيط تميل إلى التجمع فى أحد جانبى المتتابعة ، كما تميل القيم الأصغر من الوسيط إلى التجمع فى الجانب الآخر غير أن الحكم الموضوعى على ذلك يبنى على اختبار التلاحقات كما يلى :

عدد التلاحقات د = ١٠ ، $ن_١$ = ٢٠ ، $ن_٢$ = ٢٠

$$\mu_د = \frac{٢ \times ٢٠ \times ٢٠}{٢٠ + ٢٠} + ١ = ٢١$$

$$\sigma_د^٢ = \frac{٢ \times ٢٠ \times ٢٠ \; (٢ \times ٢٠ \times ٢٠ - ٢٠ - ٢٠)}{٤٠ \times ٤٠ \; (٤٠ - ١)} = ٩,٧٤$$

$$\therefore \quad \sigma_د = ٣,١٢$$

$$Z = \frac{١٠ + ٠,٥ - ٢١}{٣,١٢} = -٣,٣٧$$

الفرض الصفرى : العينة عشوائية (لا يوجد أى نمط)

الفرض الآخر : هناك نمط تجمع، وإذاً الاختبار ذو جانب واحد .

بما أن – ٣,٣٧ أصغر من – ٢,٣٣ نرفض الفرض الصفرى عند مستوى الدلالة ٠,٠١ ونحكم بأن هناك نمط تجمع للغطاء النباتى .

مثال : ضبطت آلة للعب الأطفال لكى تصب مقداراً معيناً من سائل ما فى كل وعاء يمر تحتها . وجد أنه فى ١٥ وعاء متتالياً كانت مقادير السائل باللترات كالآتى:

٣,٦	٣,٩	٤,١	٣,٦	٣,٨	٣,٧	٣,٤	٤,٠
٣,٨	٤,١	٣,٩	٤,٠	٣,٨	٤,٢	٤,١	

هل نستطيع القول بأن المقادير التى توزعها الآلة تتغير عشوائياً ؟

الحل : علينا حساب الوسيط

الوسيط = ٣,٩

بوضع أ بدلا من كل عدد يزيد عن ٣,٩ ، و ب بدلا من كل عدد يقل عن ٣,٩ وإهمال العددين المساويين للعدد ٣,٩ نحصل على المتتابعة الآتية :

ب أ ب ب ب أ ب أ أ ب أ أ

لدينا د = ٨ (عدد التلاحقات) ، $ن_١$ = ٦ ، $ن_٢$ = ٧

مع ملاحظة أن $ن_١$ أصغر من $ن_٢$ ، وأن كلا منهما أصغر من ١٠

من الجدول بالملاحق عند ($ن_١$ ، $ن_٢$) = (٦، ٧)، د= ٨ نجد أن القيم الجدولية ٣، ١٢

وهذا الاحتمال يزيد عن ٠,٠٥ ولذلك نقبل الفرض الصفرى أن حدود المتتابعة تتغير عشوائياً .

ثامنا : اختبار كاى تربيع من أجل حسن المطابقة :

يمكن استخدام اختبار كا² لتحديد ما إذا كانت التوزيعات النظرية مثل الاعتدالية والحدية وغيرها، تطابق جيدا التوزيعات التجريبية ؛ أى تلك التى نحصل عليها من العينة .

$$كا^٢ = مجـ \frac{(هـ - ق)^٢}{ق}$$

سوف نعرض له بإيضاح أكثر فيما بعد

حيث هـ : المشاهد

ق : المتوقع

فى الجداول التوافقية يكون الفرض الصفرى هو عدم وجود علاقة بين المقاييس المختصة ، أى بين التكرارات المشاهدة وبين التكرارات المتوقعة ، وبالتالى تحسب التكرارات المتوقعة على أساس الفرض الصفرى ، إلا أنه فى بعض الأحيان تكون التكرارات المتوقعة معروفة أو يمكن إيجادها دون الإشارة الى كل من التكرارات المعطاة المنفصلة . وفى هذه الحالة تكشف لنا الإحصاءة كا^2 الى أى مدى تكون فيه التكرارات المعطاة موافقة أو مطابقة للفئة المناظرة من التكرارات المتوقعة وهذا ما يسمى باختبار كا^2 لحسن المطابقة .

مثال (٥) :

فيما يلى أوزان مائة طالب :

فئة الوزن بالكجم	٦٠ – ٦٢	٦٣ – ٦٥	٦٦ – ٦٨	٦٩ – ٧١	٧٢ – ٧٤
عدد الطلبة	٥	١٨	٤٢	٢٧	٨

(أ) طابق منحنى اعتدالياً لهذه البيانات ؟

(ب) حدد حسن المطابقة للبيانات ؟

الحـل :

الأوزان بالكيلوجرام	حدود الفئة	(د) لحدود الفئة	المساحة تحت المنحنى	المساحة لكل فئة	التكرار المتوقع	التكرار المشاهد
	٥٩,٥	٢,٧٢-	٠,٤٩٦٧			
٦٠ – ٦٢				٠,٠٤١٣	٤,١٣	٥
	٦٢,٥	١,٧٠-	٠,٤٥٥٤			
٦٣ – ٦٥				٠,٢٠٦٨	٢٠,٦٨	١٨
	٦٥,٥	٠,٦٧-	٠,٢٤٨٦			
٦٦ – ٦٨				٠,٣٨٩٢	٣٨,٩٢	٤٢
	٦٨,٥	٠,٣٦	٠,١٤٠٦			
٦٩ – ٧١				٠,٢٧٧١	٢٧,٧١	٢٧
	٧١,٥	١,٣٩	٠,٤١٧٧			
				٠,٠٧٤٣	٧,٤٣	٨
	٧٤,٥	٢,٤١	٠,٤٩٢٠			

لحساب د أو زد نجد أن د = (س − $\overline{س}$) / ع حيث س = ٦٧,٤٥ كجم، ع = ٢,٩٢ كجم.

$$\text{فمثلا لحد الفئة الأولى}\quad د = \frac{٥٩,٥ - ٦٧,٤٥}{٢,٩٢} \qquad د = -٢,٧٢$$

$$\text{كذلك لحد الفئة الثانية}\quad د = \frac{٦٢,٥ - ٦٧,٤٥}{٢,٩٢} \qquad د = -١,٧٠$$

وهكذا وعلينا تحويل قيم (د) الى مساحات تحت المنحنى الطبيعى من الجدول الموجود بالملاحق .

يبدو من العمودين الاخرين أن التكرارين المتوقع والمشاهد متقاربان .

(ب) لتحديد اختبار حسن المطابقة للبيانات نجد أن :

$$كا^٢ = \frac{(٥ - ٤,١٣)^٢}{٤,١٣} + \frac{(١٧ - ٢٠,٦٨)^٢}{٢٠,٦٨} + \frac{(٤٢ - ٣٨,٩٢)^٢}{٣٨,٩٢}$$

$$+ \frac{(٢٧ - ٢٧,٧١)^٢}{٢٧,٧١} + \frac{(٨ - ٧,٤٣)^٢}{٧,٤٣} = ٠,٩٥٩$$

لما كان عدد المعلمات المستخدمة فى تقدير التكرارات المتوقعة هو م = ٢ (على الأخص المتوسط $\overline{س}$ ، والانحراف المعيارى ع للتوزيع الاعتدالى) ، فإن

درجات الحرية = (ك − ١ − م) = ٥ − ١ − ٢ = ٢

حيث ك : عدد التكرارات أو الفئات لاجل درجات حرية = ٢ فمن جدول $كا^٢$ بالملاحق ، $كا^٢_{٠,٩٥}$ = ٥,٩٩ وعلى ذلك نستنتج أن مطابقة البيانات حسنه جداً

ملاحظة هامة :

اذا حدث أن كانت $كا^٢$ أقل من القيمة الجدولية عند ٩٥ ٪ فان اتفاق البيانات المشاهدة مع الفرض الصفرى يكاد يكون حسنا للغاية لدرجة عدم تصديقه ، وهذا يؤدى بنا لأن نشك فى أن :

(أ) العينة تتكون من بيانات زائفة أو افتراضية وهى ليست ناجمة عن بحث أحصائى متقن أو:

(ب) الفرض الصفرى ربما يكون قد صيغ وتكون بطريقة معقدة وسخيفة ليلائم البيانات بدقة زائدة .

مثال : فيما يلي جدول التوزيع التكراري في مادة معينة لمجموعة من تلاميذ الثانوية العامة عددهم ٢٥٦ تلميذا ، المطلوب معرفة ما إذا كان توزيع الدرجات توزيعا أعتداليا أم لا ؟

فئات الدرجات	٣٠ –	٣٥ –	٤٠ –	٤٥ –	٥٠ –	٥٥ –	٦٠ –	٦٥ –	٧٠ –	٧٥ – ٨٠
التكرارات المشاهدة	٢	٢٢	٤٨	٦٥	٧٣	٢٩	١١	٥	٠	٢

الحل :التكرارات المشاهده يمكن إعادة توزيعها توزيعا إعتداليا إذا اعتبرنا أن الفرض الصفرى بأن التوزيع اعتدالي هو فرض صادق ، ويكون حساب التكرارات الجديدة أو النظرية عن طريق استخدام المتوسط الحسابي والانحراف المعياري للتكرارات المشاهدة ، وهما ٤٩,٤ درجة، ٧,٢٢ درجة على التوالي .

وبذا نحصل على التكرارات النظرية أو المتوقعة التالية :

فئات الدرجات	أقل من ٣٥	٣٥ –	٤٠ –	٤٥ –	٥٠ –	٥٥ –	٦٠ –	٦٥ –	٧٠ فأكثر
التكرارت المتوقعة	٦	١٩	٤٥	٦٧	٦٣	٢٨	١٤	٣	١

ويكون السؤال المطروح هو هل الفروق بين التكرارات المشاهدة والتكرارات المتوقعة كبيرة بدرجة كافية حتى تجرنا إلى رفض الفرض الصفرى كفرض خاطئ أم أنها صغيرة صغرا كافيا لتسمح لنا بقبوله كفرض صادق ؟ وبالمعنى الإحصائي: هل الفروق دالة أم لا ؟

للإجابة عن هذا السؤال يلزم حساب كاى تربيع حيث :

$\text{كا}^{2} = \text{مج} \frac{(\text{هـ} - \text{ق})^{2}}{\text{ق}}$ كما في الجدول التالي :

فئات الدرجات	هـ	ق	هـ - ق	(هـ - ق)/ق لرقمين عشريين
أقل من ٤٠	٢٤	٢٥	١-	٠,٠٤
٤٠ -	٤٨	٤٥	٣+	٠,٢٠
٤٥ -	٦٥	٦٧	٢ -	٠,٠٦
٥٠ -	٧٣	٦٣	٦ +	١,٢٨
٥٥ -	٢٩	٣٨	٩ -	٢,١٣
٦٠ فأكثر	١٨	١٨	صفر	٠,٠٠
المجمـــوع	٢٥٦	٢٥٦	صفر	٣,٧١ = كا٢

يلاحظ أن حساب توزيع كا٢ رياضيا يتطلب أن تكون جميع التكرارات المتوقعة كبيرة بدرجة كافية . ، وتعنى كبيرة بدرجة كافية هو أن تكون خمسة على الأقل . وعلى ذلك نجد أن التكرارات الصغيرة فى ذيلى المنحنى أو بدء ونهاية الفئات قد ضمت فى جدولى التكرارات المشاهدة والمتوقعة قبل حساب كاى تربيع . ولحساب درجات الحرية نلاحظ أن لدينا ستة أزواج من الفئات لقيم هـ ، ق ، وأن القيود المفروضة فى حساب التكرارات المتوقعة ثلاثة : وهى مشاركتها لنفس المجموع ، والمتوسط والانحراف المعيارى مع التكرارات المشاهدة . وعلى ذلك تكون عدد درجات الحرية = عدد الفئات - عدد القيود ، ٦ فئات - ٣ قيود = ٣ ولكى نقبل أو نرفض الفرض الصفرى نستخدم توزيع كا٢ لقيم درجات الحرية المختلفة ، والجدول يعطى فقط النسب المئوية ح أو الدلالة ، ويلاحظ أن قيمة كا٢ المحسوبة = ٣,٧١ عند جـ = ٣ وهذه ليست أكبر من قيمتها الجدولية عند ح = ٠,٠٥ أى ٠٧,٨١ وبذا نستنتج أن الفروق ليست دالة ولا يوجد أساس لاستبعاد الفرض ؛ أى إن توزيع درجات الطالب حول متوسط ٤٩,٤ درجة وانحراف معيارى ٧,٣٣ درجة هو توزيع اعتدالى .

ملاحظة :

فى حالة اختبار حسن المطابقة للتوزيع الاعتدالى يلزم أن تتفق القيود فى المتوسطات والانحرافات المعيارية والمجاميع . وبذلك درجات الحرية=عدد الفئات-٣ .

تاسعا : طريقة بيانية للكشف عن الاعتدالية :

هناك طريقة بيانية تستخدم كاختبار سريع للكشف عن دلالة المنحنى التكرارى المشاهد ومدى انحرافه عن الاعتدالية ، ويشترط فى هذه الطريقة أن تكون العينة

عشوائية وكبيرة الحجم (يفضل ن أكبر من ٥٠) . وتبنى فكرة هذه الطريقة على أن التوزيع المعتدل هو توزيع متماثل ذو تفرطح معين ، وبالتالى فإن أهم ما ينبغى التحقق منه فى توزيع تكرارى لعينة هو مدى تماثله ومدى تفرطحه بالنسبة للتوزيع المعتدل .

وكل ما تتطلبه هذه الطريقة هو تكوين توزيع التكرارات المتجمعة المئوية للتوزيع التكرارى المعلوم ، ثم رسم النقط التى تمثل هذا التوزيع على ورق تقسيم الاحتمالات . فإذا وقعت هذه النقط على وجه التقريب على خط مستقيم ، يمكن توفيقه بالعين ، دل ذلك على أن المجتمع هو على الأرجح مجتمع معتدل .

ولهذه الطريقة فائده أخرى ، وهى أنه إذا ظهر لنا أن المجتمع معتدل أو قريب من الاعتدال فإننا نستطيع تقدير الوسط الحسابى والانحراف المعيارى لهذا المجتمع من المستقيم الذى وفقناه كالآتى :

(أ) الوسط الحسابى (الوسيط فى الواقع) يقدر بالإحداثى السينى للنقطة التى على الخط المستقيم التى إحداثيها الصادى ٥٠ .

(ب) الانحراف المعيارى يقدر بنصف الفرق بين الإحداثيين السينيين للنقطتين اللتين إحداثيهما الصاديان ١٥,٩ ، ٨٤,١ .

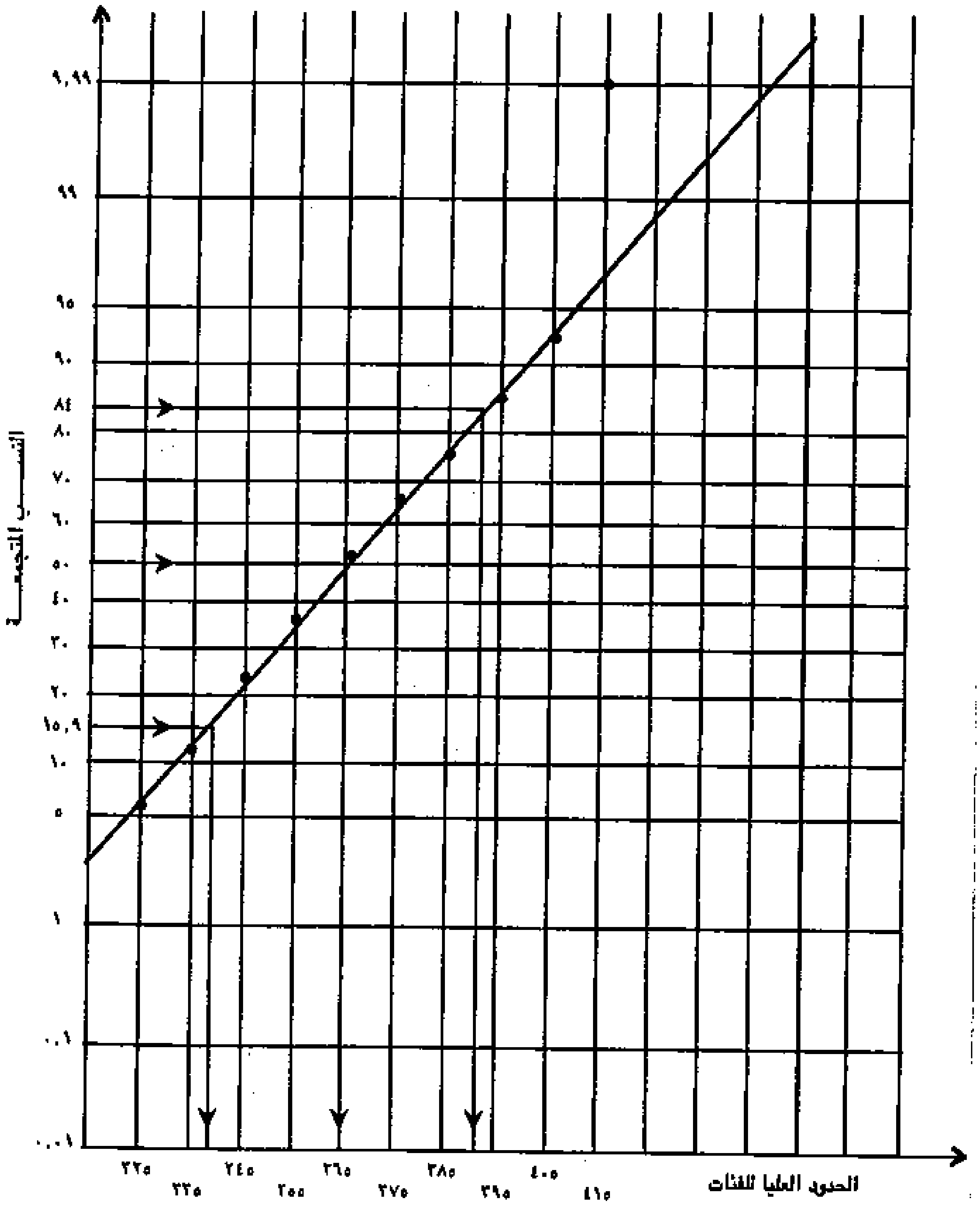
مثال : استخدم الطريقة البيانية لاختبار اعتدالية المجتمع الذى سحبت منه العينة المذكورة فى الجدول التالى، وإذا رأيت أن المجتمع معتدل فأوجد تقديراً لوسطه الحسابى وانحرافه المعيارى .

الحل :

نبدأ بإنشاء توزيع التكرارات المتجمعة المئوية كما فى الجدول :

الفئات	الحدود العليا للفئات	التكرار المتجمع	التكرار المتجمع ٪
٣٢٥ فاقل	≥ ٣٢٥	٦	٦
٣٢٥ – ٣٣٥	≥ ٣٣٥	١٢	١٢
٣٣٥ – ٣٤٥	≥ ٣٤٥	٢٣	٢٣
٣٤٥ – ٣٥٥	≥ ٣٥٥	٣٧	٣٧
٣٥٥ – ٣٦٥	≥ ٣٦٥	٥٣	٥٣
٣٦٥ – ٣٧٥	≥ ٣٧٥	٦٨	٦٨
٣٧٥ – ٣٨٥	≥ ٣٨٥	٧٦	٧٦
٣٨٥ – ٣٩٥	≥ ٣٩٥	٨٦	٨٦
٣٩٥ – ٤٠٥	≥ ٤٠٥	٩٤	٩٤
٤٠٥ – ٤١٥	≥ ٤١٥	١٠٠	١٠٠

نرسـم النقط (٣٢٥ ، ٦) ، (٣٣٥ ، ١٢) ، .... ، (٤١٥ ، ١٠٠) على ورق تقسيم الاحتمالات المعتدلة لنحصل على الشكل الآتى :



الشكل يوضح توزيع التكرارات النسبية المتجمعة لبيانات المثال ، مرسوماً على ورق تقسيم الاحتمالات المعتدلة (نسبة تصغير ٨٠ ٪)

بالتأمل فى هذا الشكل نجد أن النقط تكاد تقع على خط مستقيم مما يشير إلى اعتدالية التوزيع . من الخط المرسوم نقدر الوسط الحسابى والانحراف المعيارى للمجتمع كالآتى :

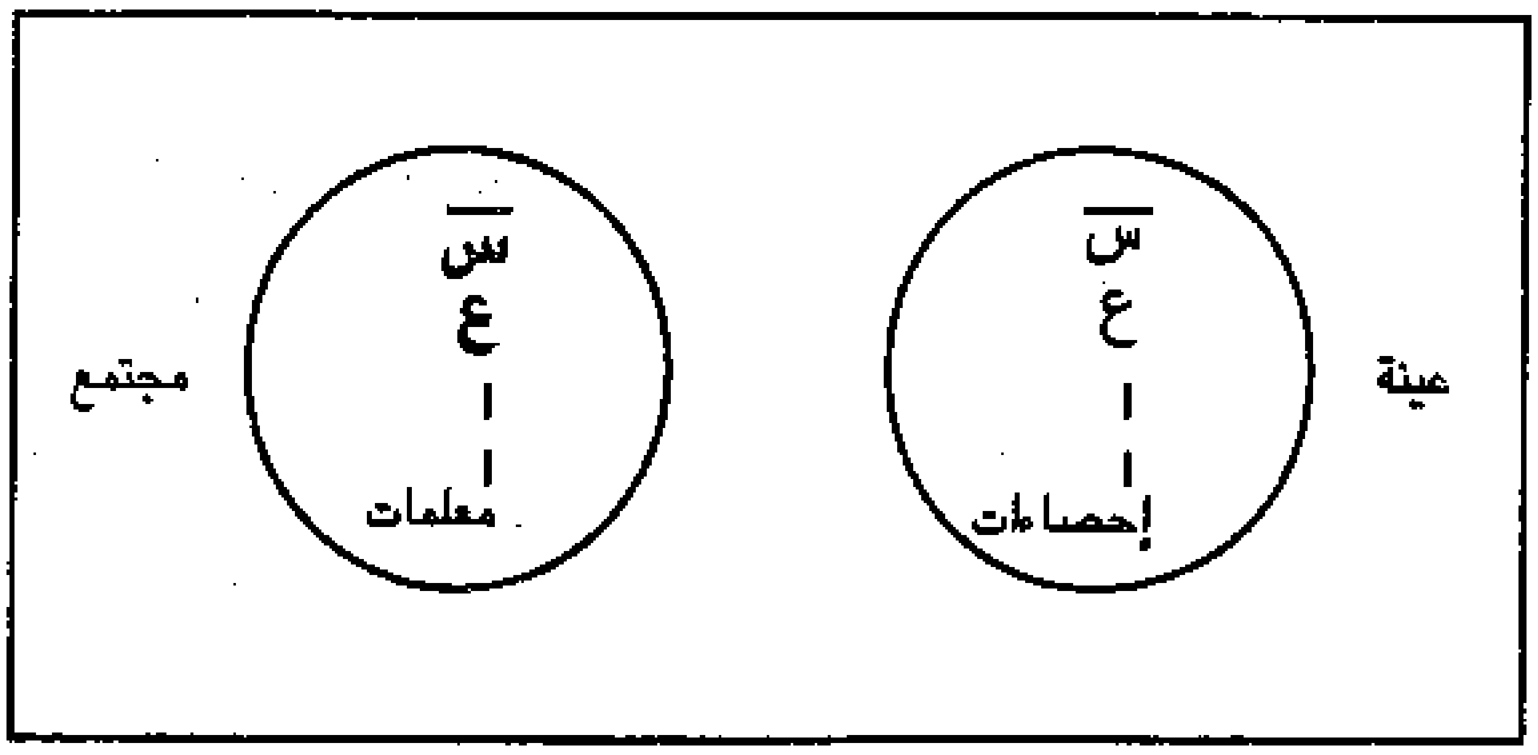
الوسط الحسابى = ٣٦٥

الانحراف المعيارى = $\frac{١}{٢}$ (٣٩٢ - ٣٣٩) = ٢٦,٥

عاشراً : خصائص المُقدَّرات فى العينات الصغيرة :

Properities of the Good Estimator

ذكرنا فى الفصل الأول من هذا الكتاب ، أن أية خاصية من خصائص المجتمع تسمى معلمه Parameter مثل متوسط المجتمع والانحراف المعيارى للمجتمع ... وهكذا ، ورمزنا لذلك برموز كبيرة مثل $\overline{\text{س}}$ ، ع ، .... وعلمنا أيضا أن أى خاصية من خصائص العينة تسمى احصاءه Statistic مثل متوسط العينة والانحراف المعيارى للعينة .... وهكذا ، ورمزنا لذلك برموز أصغر من السابقة مثل س ، ع ....



وإذا اردنا قياس معلمة مجتمع أو حسابها فالقانون أو الصيغة الرياضية المستخدمة لذلك يسمى المقَدِّر Estimator والقيمة التى يتم التوصل اليها للمعلمة تسمى القيمة المقَدرة Estimate . وبصورة عامة فإن لكل احصاءة فى العينة معلمة مناظرة لها فى المجتمع ، وتعتبر هذه الإحصاءة تقديراً Estimate لتلك المعلمة ، وبينما يكون للمعلمة قيمة ثابتة فى المجتمع فإن الإحصاءة المناظرة تتغير من عينة إلى أخرى .

وعموما سوف نرمز لأى مُقَدِّر بالرمز $\hat{ب}$ ونقرأ [ب كا ب] ونرمز لأى معلمة للمجتمع بالرمز ب ونرمز للقيمة المتوقعة لـ $\hat{ب}$ بالرمز ق ($\hat{ب}$) ومن المعروف أن الرمز الذى يدل على مجموع القيمة هو مج أو مجـ أو $\sum$ والاخيرة تقرأ سجما .

كما أن من المعروف أن العينة الكبيرة هى التى يكون عدد أفرادها أو مفرداتها ٣٠ فرداً فأكثر ، والعينات ، الصغيرة تتكون من أقل من ٣٠ فرداً أو مفردة

يتعين الإشارة أولا إلى بعض التعريفات التى سوف نستخدمها:

(١) المُقَدِّر Estimator :

المُقَدِّر هو صيغة رياضية معينة تستخدم فى تقدير أو قياس قيمة معلمة من خلال بيانات واقعية . ومن الأمثلة على ذلك مُقَدِّر الوسط الحسابى :

$$\overline{ص} = \frac{\sum ص_ر}{ن}$$

ومُقَدِّر الانحراف المعيارى :

$$ع_ص = \frac{\sum (ص_ر - \overline{ص})^٢}{ن}$$

(٢) القيمة المُقَدَّرة Estimate

تشير القيمة المُقَدَّرة إلى القيمة الفعلية التى يتم تقديرها للمعلمة باستخدام المُقَدِّر من خلال بيانات واقعية ، مثال ذلك $\overline{ص}$ = ١٠ ، $\hat{ب}$ = ٦ وهكذا .

ويلاحظ عموما أن هناك طرقا عديدة يمكن استخدامها فى تقدير المعلمات ومن بينها طريقة المربعات الصغرى العادية . ويوجد لكل طريقة من هذه الطرق مُقَدِّر . ولتقييم هذه المُقَدِّرات يتعين علينا استخدام معايير معينة . وسوف نفرق بين نوعين من المعايير أو الخصائص التى نتناولها فى :

الخصائص المرغوبة للمقدرات فى حالة العينة الصغيرة .

الخصائص المرغوبة للمُقَدِّرات فى حالة العينة الكبيرة ، وسوف نهتم بالأمر فى حالة العينة الصغيرة حيث أننا بصدد إحصاء للعينات الصغيرة معروف بالاحصاء اللابارامترى يمكن حصر الخصائص المرغوبة للمُقَدِّرات فى حالة العينة الصغيرة فيما يلى :

عدم التحيز	Unbiasedness
أقل تباين	Least Variance
الكفاءة	Efficiency
الخطية	Linearity
المثلية الخطية	Best Linear Unbiased Estimator (BLUE)
أدنى متوسط مربعات خطأ	Minimum Mean-Square Error (MSE)
الكفاية	Sufficiency

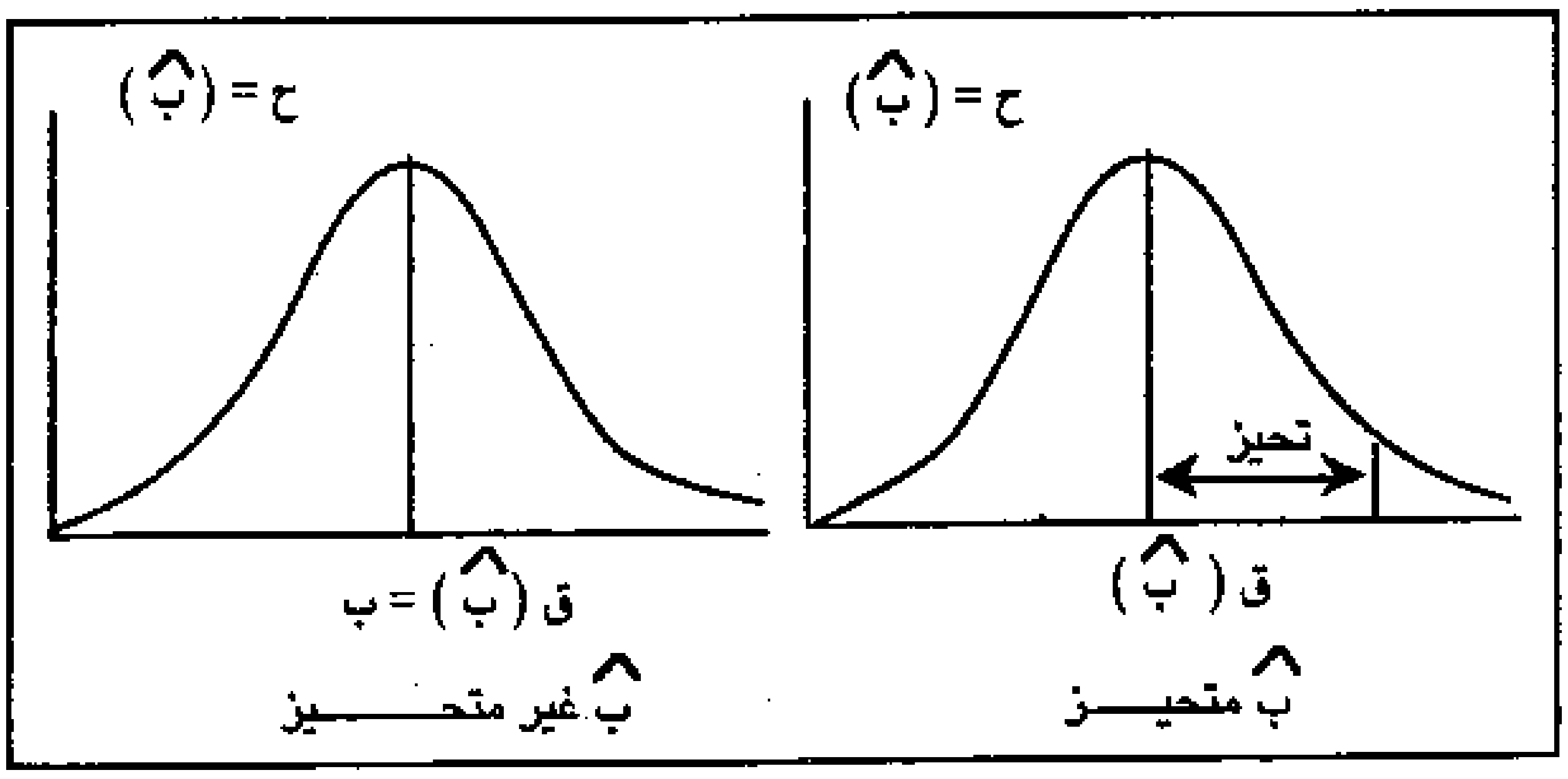
عدم التحيز :

يمكن تعريف التحيز بأنه يتمثل فى وجود فرق أو انحراف بين القيمة المتوقعة للمقدّر ومعلمة المجتمع . فإذا كان لدينا مقدّر يتمثل فى ب̂ ثم قمنا بسحب عدد كبير من العـينات الصغيرة من المجتمع وقدرنا ب̂ لكل عينة منها، فإن هذا المقدّر سوف يكون متحيزاً إذا كان الفرق بين القيمة المتوسطة أو القيمة المتوقعة لـ ب̂ من العينات كلها ومعلمة المجتمع ب لايساوى صفراً . أى إذا كان :

ق (ب̂) − ب ≠ صفر ، يكون ب̂ متحيزاً

ق (ب̂) − ب = صفر ، يكون ب̂ غير متحيز

ويوضح الشكل التالى حالة مقدّر غير متحيز ، وحالة مقدّر متحيز . وعموماً فإن صفة عدم التحيز وإن كانت صفة مرغوب فيها ، إلا أنها لاتعتبر صفة مهمة فى حد ذاتها. وإنما هى تعتبر صفة مهمة فقط عندما تقترن بصفات أخرى كما سوف يتضح .



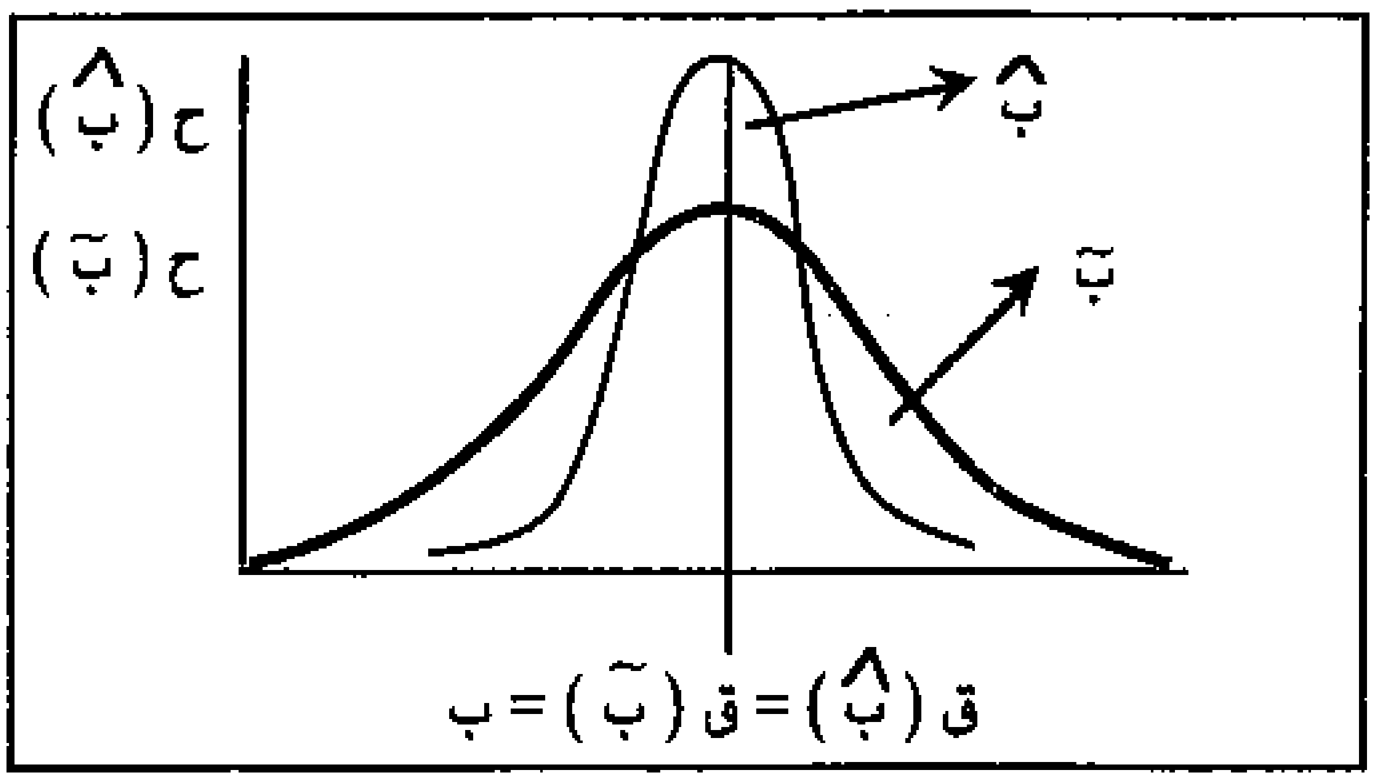
أقل تباين :

من الممكن أن تكون القيمة المتوسطة للقيم المُقَدَّرة باستخدام $\hat{ب}$ من عينات كثيرة مساوية لمعلمة المجتمع، غير أن التباين بين هذه القيم يكون كبيراً جداً، بحيث يصبح الفرق بين أى واحدة منها ومعلمة المجتمع ب كبيراً. ولذلك إذا كان لدينا مُقَدِّرين $\hat{ب}$ ، $\tilde{ب}$ وكان كليهما غير متحيز ، غير أن تباين $\hat{ب}$ < تباين $\tilde{ب}$ ، فإن $\hat{ب}$ يعطى لنا قيماً مقدرة أكثر تمثيلا لمعلمة المجتمع من $\tilde{ب}$. ولذا يسمى $\hat{ب}$ فى هذه الحالة بالمُقَدِّر الأمثل Best Estimator . أى أنه إذا كان :

$$ع^2_{\hat{ب}} < ع^2_{\tilde{ب}}$$

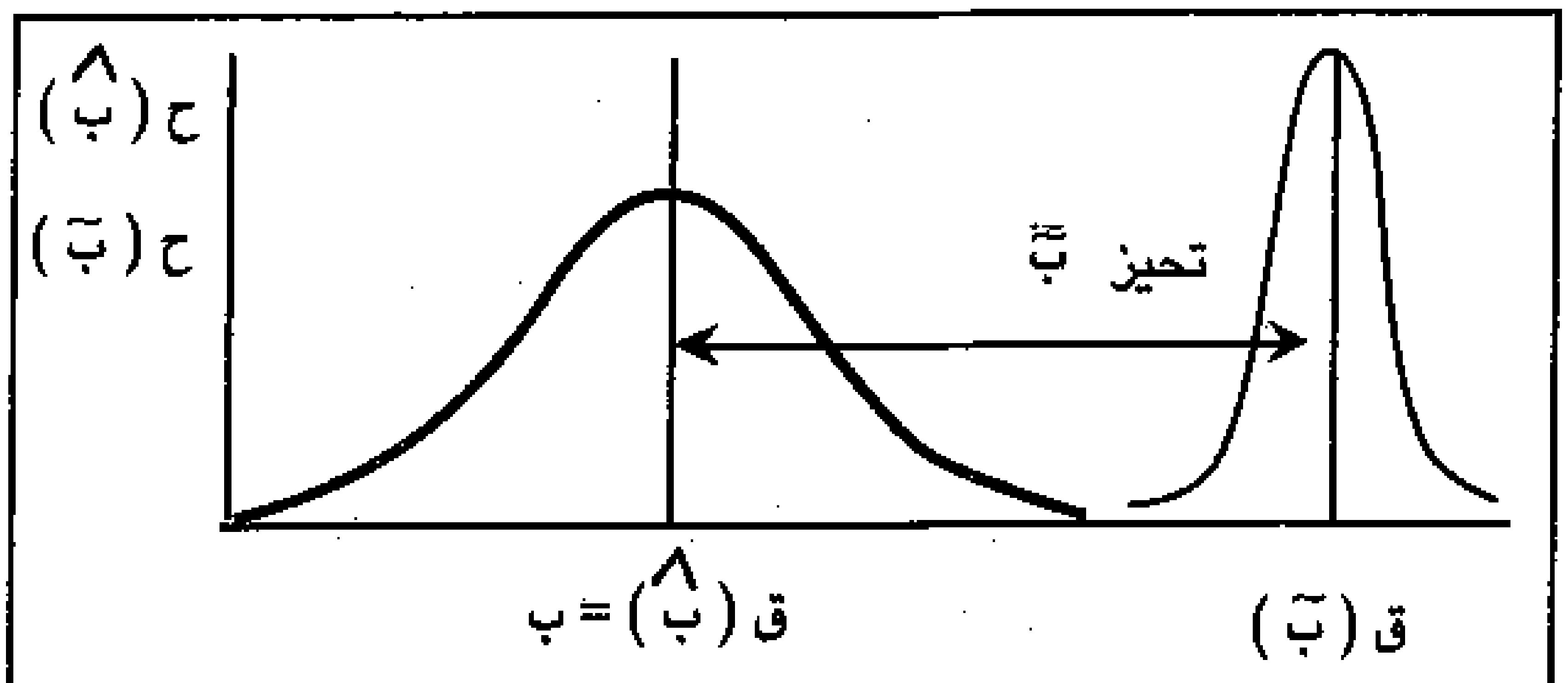
أى : $$\frac{\sum [\hat{ب} - ق(\hat{ب})]^2}{ن} < \frac{\sum [\tilde{ب} - ق(\tilde{ب})]^2}{ن}$$

فإن $\hat{ب}$ ($\hat{b}$) يعتبر مقدراً أمثل ، على الرغم من كون كل منهما غير متحيز ، وذلك كما يتضح من الشكل القادم



وعلى الرغم من أن صفة أقل تباين مرغوبة ، إلا أنها فى حد ذاتها ليست هامة.

فهى تستمد أهميتها من اقترانها بصفة عدم التحيز، كما تستمد صفة عدم التحيز أهميتها من اقترانها بصفة أقل تباين، وذلك كما يتضح بالشكل التالى :



عدم إقتران عدم التحيز بأقل تباين

فيلاحظ من الشكل السابق أن $\tilde{\text{ب}}$ تتصف بصفة أقل تباين ، وعلى الرغم من ذلك فهى متحيزة بدرجة كبيرة جداً عن المعلمة الحقيقية للمجتمع (ب) . ولذلك فان صفة أقل تباين ليست هامة فى هذه الحالة طالما أن $\tilde{\text{ب}}$ لا يمكن أن تعطى قيماً تمثل معلمة المجتمع. أما $\hat{\text{ب}}$ وإن كانت غير متحيزة حيث ق ($\hat{\text{ب}}$) = ب ، إلا أن التباين بين القيم المقدرة لـ $\hat{\text{ب}}$ كبير جداً بحيث يقلل من إمكانية تمثيل أى قيمة مقدرة من عينة لمعلمة المجتمع .

ولذلك فإن عدم التحيز فى هذه الحالة غير هام لعدم اقترانه بأقل تباين . ولعل الاختيار بين $\hat{\text{ب}}$ ، $\tilde{\text{ب}}$ فى هذه الحالة يتوقف على معيار آخر ، سوف يتم شرحه فيما بعد يسمى أدنى مربع لمتوسط الخطأ .

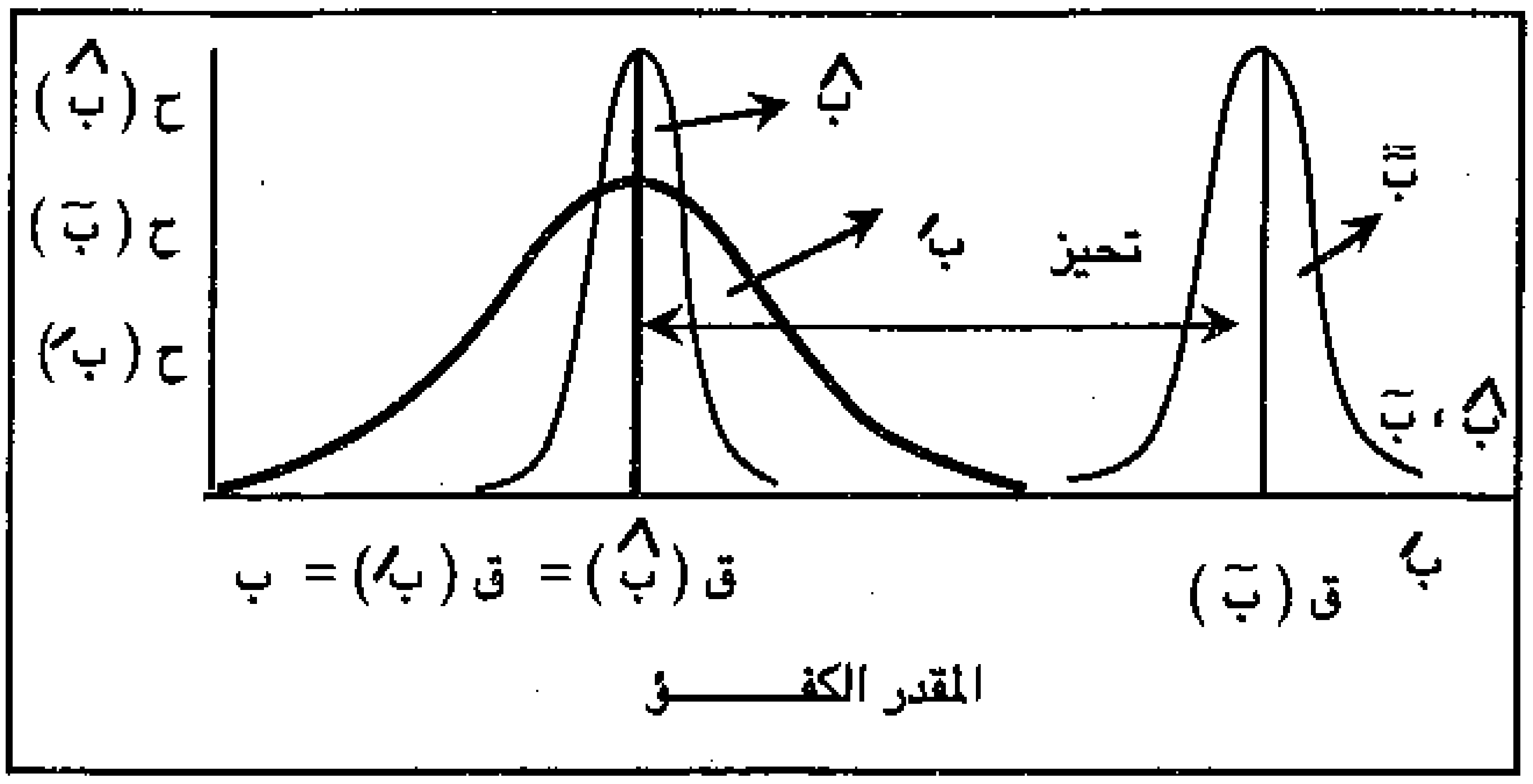
الكفـــاءة :

يعتبر المُقدّر كفؤا إذا توافرت فيه الخاصتين السابقتين معا. أى إذا كان :

١- غير متحيز ق ($\hat{\text{ب}}$) = ب

٢- يتمتع بصفة أقل تباين حيث تباين $\hat{\text{ب}}$ < تباين $\tilde{\text{ب}}$

ويمكن توضيح هذه الخاصية باستخدام الشكل التالى :



فمن الشكل يتضح أن $\hat{ب}$ هو المقدار الكفء من بين المقدارت الثلاثة $\hat{ب}$ ، $\tilde{ب}$ ، ب/ حيث :

١ - $\hat{ب}$ ، ب/ غير متحيزين ، $\tilde{ب}$ متحيز .

٢ - تباين $\hat{ب}$ < تباين $\tilde{ب}$ < تباين ب/ .

∴ $\hat{ب}$ غير متحيز وصاحب أدنى تباين ومن ثم فهو كفء دون غيره .

الخطــية :

يعتبر المقدّر خطياً إذا كان على علاقة خطية مع القيم المشاهدة للمتغير التابع .

فإذا كانت لدينا قيم مشاهدة $ص_١$ ، $ص_٢$ ، .... ، $ص_ن$ فإن ، $\hat{ب}$ ، يعتبر مقدّراً خطياً إذا كان :

$\hat{ب} = أ_١ ص_١ + أ_٢ ص_٢ + ... + أ_ن ص_ن$. حيث إن $أ_ر$ ثوابت .

ويلاحظ أن خطية العلاقة على هذا النحو تسهل من العمليات الحسابية لـ $\hat{ب}$ وتجعلها بسيطة بالمقارنة مع العلاقة غير الخطية . ومن الأمثلة على العلاقة الخطية المتوسط أو الوسط الحسابى حيث :

$$\bar{ص} = \frac{أ}{ن} \sum ص_ر = \frac{أ}{ن} ص_١ + \frac{أ}{ن} ص_٢ + ... + \frac{أ}{ن} ص_ن$$

ومن هذه المعادلة يتضح أن $\hat{ص}$ على علاقة خطية مع القيم المشاهدة للمتغير ص تتحدد بدلالة الثابت $\frac{أ}{ن}$ ولقد سهل هذا من العمليات الحسابية

حيث : $أ_1 = أ_2 = ... = أ_ن = \frac{أ}{ن}$.

المثلية الخطية BLUE :

يعتبر المقدر خطياً وغير متحيز وأمثل إذا جمع بين صفات ثلاث ، هى : عدم التحيز ، وأقل تباين ، والخطية .

أدنى متوسط لمربعات الخطأ MSE :

يعتبر هذا المعيار توليفة من صفتى عدم التحيز وأقل تباين. ويمكن إعتبار مُقَدِّر ما يتمتع بهذه الصفة إذا كانت القيمة المتوقعة لمربع انحرافات القيم المُقَدَّرة بواسطته عن معلمة المجتمع أدنى ما يمكن . ففى الواقع العملى نجد أن القيمة المتوقعة لأى مُقَدِّر ق ($\hat{ب}$) لابد أن تنحرف عن معلمة المجتمع ، كما أن تباين القيم لابد أن يكون أكبر من الصفر . ومن ثم فإن المفاضلة بين المُقَدِّرات المختلفة تتعين أن تتم على أساس مقارنة متوسط توليفة التحيز والتباين . ويلاحظ فى هذا الصدد أن المقدر الذى يعطى أدنى متوسط لتوليفة التحيز والتباين يعتبر هو الأفضل . وتحقق صفة أدنى متوسط لمربعات الخطأ (أ م خ) MSE المطلب السابق ، حيث :

$$أ م خ = \frac{\sum \left(\hat{ب} - ب\right)^2}{ن} = ق\left[\hat{ب} - ب\right]^2$$

ويمكن إثبات أن هذه الخاصية تعتبر توليفة من صفتى عدم التحيز وأدنى تباين كما يلى :

بإضافة ق ($\hat{ب}$) وطرحها بداخل القوس بالمعادلة السابقة نحصل على :

$$أ م خ = ق\left[\left[\hat{ب} - ق\left(\hat{ب}\right) + ق\left(\hat{ب}\right) - ب\right]\right]^2$$

وبفك القوس عن طريق ضربه فى نفسه مرتين نحصل على :

$$\text{أ م خ} = \text{ق}\left[\hat{\text{ب}} - \text{ق}(\hat{\text{ب}})\right]^{٢} + \left[\text{ق}(\hat{\text{ب}}) - \text{ب}\right]^{٢} + ٢\,\text{ق}\left[\left\{\hat{\text{ب}} - \text{ق}(\hat{\text{ب}})\right\}\left\{\text{ق}(\hat{\text{ب}}) - \text{ب}\right\}\right]$$

ويمكن إثبات أن الحد الثالث = صفر حيث :

$$\text{ق}\left[\left\{\hat{\text{ب}} - \text{ق}(\hat{\text{ب}})\right\}\left\{\text{ق}(\hat{\text{ب}}) - \text{ب}\right\}\right] = \text{ق}\left[\hat{\text{ب}}\,\text{ق}(\hat{\text{ب}}) - \hat{\text{ب}}\,\text{ب} - \left\{\text{ق}(\hat{\text{ب}})\right\}^{٢} + \text{ب}\,\text{ق}(\hat{\text{ب}})\right]$$

$$= \left[\text{ق}(\hat{\text{ب}})\right]^{٢} - \left[\text{ق}(\hat{\text{ب}})\right]^{٢} - \text{ب}\,\text{ق}(\hat{\text{ب}}) + \text{ب}\,\text{ق}(\hat{\text{ب}}) = \text{صفر}$$

$$\therefore \text{أ م خ} = \text{ق}\left[\hat{\text{ب}} - \text{ق}(\hat{\text{ب}})\right]^{٢} + \left[\text{ق}(\hat{\text{ب}}) - \text{ب}\right]^{٢}$$

$= \text{تباين } \hat{\text{ب}} + \text{مربع تحيز } \hat{\text{ب}} \text{ عن ب}$

أى أن هذه الخاصية تتكون من خاصتى عدم التحيز وأقل تباين .

الكفـايـة :

يمكن تعريف المُقَدَّر الكافى بأنه ذلك المُقَدَّر الذى يستخدم كل معلومات العينة ، ومن ثم فان أى مُقَدَّر آخر لايمكنه أن يضيف جديداً باستخدام نفس العينة . فعلى سبيل المثال إذا كان لدينا عدد من القيم المرتبة ترتيبا تنازليا $\text{ص}_{١}$ ، $\text{ص}_{٢}$ ، $\text{ص}_{٣}$ ، $\text{ص}_{٤}$ ، $\text{ص}_{٥}$ وكانت تمثل مشاهدات عينة ما ، فإن مقياس المتوسط الحسابى يعتبر مقدراً كافيا للنزعة المركزية لأنه يستخدم كل المشاهدات حيث :

$$\bar{\text{ص}} = (\text{ص}_{١} + \text{ص}_{٢} + \text{ص}_{٣} + \text{ص}_{٤} + \text{ص}_{٥}) \div ٥ .$$

أما الوسيط فهو يعتبر مُقدَّراً غير كافٍ ؛ لأنه يركز على قيمة واحدة وهى $\text{ص}_{٣}$ أى القيمة التى فى الوسط . ويلاحظ أن الكفاية لاتعتبر صفة هامة فى حد ذاتها ولكنها تعتبر شرطاً ضرورياً لخاصية الكفاءة .

وبوجه عام لايوجد هناك اتفاق حول أى الخصائص يعتبر أهم من الآخر ، فهذا أمر يختلف من باحث لآخر وفقا للهدف من الدراسة . وعموماً يمكن تقرير الحقائق التالية :

١ - يعتبر مُقدَّراً ما أفضل من غيره إذا كان يتصف بعدد من الخصائص المرغوبة أكثر من غيره .

٢ - لاتعتبر صفة أدنى تباين فى حد ذاتها هامة ، حيث قد يوجد تباين صغير جداً

ولكن هناك تحيزاً كبيراً ، ومن ثم فإن التباين الصغير يكون حول المتوسط الخطأ. كما أن صفة عدم التحيز لاتعتبر هامة إلا إذا اقترنت بصفة أقل تباين .

٣ - يلاحظ أن معيارى المثلية الخطية وأدنى متوسط لمربعات الخطأ يحتويان على عنصرى التحيز والتباين ، وهما يفضلان بوجه عام أى معيار فردى آخر .

وفيما يتعلق بطريقة المربعات الصغرى العادية (OLS) كإحدى المقدِّرات لمعلمات النماذج ، فإنها تتصف بعدم التحيز والخطية والمثلية الخطية وذلك فى ظل افتراضات معينة .

الفصل الثالث

اللابارامترية في البحوث الإنسانية

الفصل الثالث

اللابارامترية فى البحوث الإنسانية

أولاً : معني الطريقة اللابارامترية :

الأساليب الإحصائية الاستدلالية تصنف إلى أساليب بارامترية Parametric وأساليب لا بارامترية Non parametric .

والأساليب البارامترية التى يطلق عليها البعض الطرق المعلمية هى الأساليب التى تتطلب استيفاء افتراضات معينة حول المجتمع الذى تسحب منه عينة البحث، ومن هذه الافتراضات كما سبق أن ذكرناه أن يكون توزيع المجتمع طبيعياً أو تجانس التباين .

أما الأساليب اللابارامترية والتى يطلق عليها البعض الطرق اللامعلمية فهى الأساليب التى تستخدم فى الحالات التى لا يكون فيها نوع التوزيع الاحتمالى للمجتمع الأصل الذى سحبت منه العينة معروفاً أو فى حالة عدم إمكان استيفاء شرط كون التوزيع النظرى للمجتمع طبيعياً .

وهناك عديد من الأساليب اللابارامترية التى تستخدم فى التحقق من صحة الفروض الإحصائية لا تتأثر بشكل التوزيع للمجتمع الأصل ولا بضرورة الاختيار العشوائى للعينة المستخدمة فى البحث. فضلاً عن أنه إذا كانت الأساليب البارامترية تناسب البيانات على صورة الفئات والنسبة فإن الأساليب اللابارامترية تناسب البيانات على الصورة الاسمية والرتبية التى تفشل فى معالجتهما الأساليب البارامترية .

إن الأساليب اللابارامترية نوع من الأساليب الإحصائية الاستدلالية ، التى يمكن باستخدامها التوصل إلى نتائج بخصوص المجتمع فى ضوء عينة ، بغض النظر عن نوع التوزيع الاحتمالى لمجتمع العينة أو الطريقة التى سحبت بها العينة أو نوع البيانات التى يمكن الحصول عليها من العينة .

والأساليب الإحصائية اللابارامترية بصورة عامة أكثر قوة من الاختبارات البارامترية، إذ تميل الأساليب اللابارامترية أكثر لرفض الفرضية الصفرية عند مقارنتها بالطرق اللابارامترية .

إن الأساليب الإحصائية التى تستخدم فى تحليل نوع معين من البيانات من المستوى النوعى أو التصنيفي وهو المستوى الأدنى للقياس ، يمكن استخدامها أيضا فى تحليل البيانات الكمية ذات المستوى الأعلى للقياس، إلا أن الأساليب المخصصة لتحليل البيانات من المستوى الأعلى تؤدى عادة الى نتائج افضل مما لو استخدمناها فى معالجة بيانات من المستوى الأدنى. فعند وجود بيانات من المستوى الفترى أو النسبى يمكن استخدام مختلف الأساليب الإحصائية معها إذا توفرت الشروط ، لأنها تؤدى الى نتائج أكثر قوة .

إن مشكلة التمييز بين المقاييس النوعية التصنيفية والمقاييس الكمية القياسية، ومدى ملاءمة الأساليب الإحصائية لكل من النوعين كانت ولاتزال مثار حوار وخلاف بين المتخصصين فى الإحصاء ، ويرى أغلبيتهم ان هذه الأساليب لايجرى استخدامها على أسلوب القياس فى حد ذاته، وانما على الأعداد أو المقادير الناجمة عن القياس ، وأن خصائص القياس الكمى مرتبطة فى الواقع بالنظام العددى. ومن هنا فإن العبرة ليست باستخدام أسلوب إحصائى معين يناسب نوعا ما من البيانات، وإنما أيضا بنتائج تحليل البيانات باستخدام هذا الأسلوب مادامت هذه النتائج يمكن تفسيرها تفسيراً معقولاً لهذه الظاهرة موضع الدراسة . بمعنى إذا كان ناتج إجراء الحسابات على بيانات من المستوى الرتبى له معنى ودلالة بالنسبة للظاهرة المقاسة، عندئذ لامانع من استخدام أسلوب إحصائى بارامترى (معلمى) على هذه البيانات عند توفر الشروط .

ولكن إذا كان إجراء مثل هذه الحسابات سوف يؤدى إلى فقدان معلومات أو إلى نتائج غير قابلة للتفسير أو عديمة المعنى أو غير منطقية ، فإن على الباحث فى هذه الحالة استخدام إجراء حسابى بديل هو الأساليب الإحصائية اللابارامترى .

ويجب أن يكون واضحا أن علماء الإحصاء أنفسهم لم يتفقوا بعد تماما على المقصود بالإحصاء اللابارامترى. فاحيانا يقصدون به أساليب إحصائية تستخدم فى التحقق من صحة الفروض المتعلقة بمجتمعات معلماتها (بارامترياتها) (مثل المتوسط-الوسيط-....) غير محددة.

ونطلق أحيانا على الإحصاء اللابارامترى مصطلح إحصاء التوزيعات الحرة Distribution Free حيث إن الاعتماد عليه لا يتطلب شروطا معينة أو فروضا معينة فى توزيعات المتغيرات كما سبقت الاشارة.

ومن غير الصحيح أن يظن البعض أن الأساليب الإحصائية اللابارامترية تختص بمعالجة توزيعات ليس لها بارامترات (معلمات) Parametres، أو أن هناك بيانات تتعلق بمجتمعات توزيعات متغيراتها حرة؛ فالمصطلحان يستخدمان للإشارة إلى طائفة واسعة من الإساليب الإحصائية التى لاتتطلب الفرض أو الشرط المتعلق بضرورة تحقق اعتدالية التوزيع، أو أى شروط أخرى، وإن كان يفترض احيانا أن التوزيع متصل وربما متماثل. وهنا نكون أمام فروض أو شروط أقل تعقيداً منها فى حالة الإحصاء البارامترى، الذى يشترط أن يكون التوزيع طبيعيا أو اعتداليا أى متصلا ومتماثلا، ويتخذ شكلا جرسيا وتمثلة دالة رياضية نطاقها لانهائي. ومن هنا جاءت تسمية الإحصاء اللابارامترى أحيانا باسم إحصاء الفروض الضعيفة. Week Assum ptions Statistics

والأساليب الإحصائية اللابارامترية أكثر استخداما فى العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية والسلوكية عموما، وذلك لأنها مناسبة أكثر لطبيعة هذه الظواهر التى يصعب الحصول فيها على قياسات دقيقة من المستوى الفترى على الأقل. بالإضافة الى أن تطبيقها يتطلب مهارة أقل ووقت ليس بطويل؛ حيث إن عملياتها الحسابية غير معقدة. وتجمع البيانات بطرق أقل كلفة نظراً لصغر أحجام العينات فى حالة الأساليب اللابارامترية، حيث من غير المطلوب كون العينات ذات حجم كبير جداً.

ولايجب أن نفهم من ذلك أن الأساليب الإحصائية اللابارامترية تكون قد قدمت حلولا مرضية لجميع مشكلات البحوث، إذ أن هناك شروطا أيضا يجب مراعاتها قبل

اللجوء إليها، فهذه الأساليب لاتتغاضى تماما عن ضرورة العناية بالعينات .

هذا وتعتبر الأساليب اللابارامترية أسهل فى طريقة الإجراء وخطواته. والجدول التالى يوضح عموما مقارنة بين الأساليب اللابارامترية والأساليب البارامترية.

الطرق اللابارامترية	الطرق البارامترية
١ – تصلح للعينات الصغيرة والكبيرة أحياناً .	١ – تصلح للعينات الكبيرة غالباً .
٢ – لايشترط افتراضات أو معلومات حول توزيع المجتمع.	٢ – يشترط توفر معلومات عن توزيع المجتمع .
٣ – تستخدم في حالة التوزيعات الحرة غير المقيدة .	٣ – تستخدم فى التوزيعات المقيدة بالاعتدالية .
٤ – تتناسب البيانات الاسمية وبيانات الرتبة وتصلح أحيانا للفئوية والنسبية .	٤ – تناسب البيانات الفئوية والنسبية .
٥ – أكثر قوة .	٥ – أقل قوة (تميل لرفض الفرض الصفري) .
٦ – أسهل استخداماً وأسرع .	٦ – تستغرق وقتاً أطول وأقل سهولة .
٧ – لايشترط طرق اختيار العينات غالباً .	٧ – يشترط طريقة اختيار العينة.

ثانياً : النموذج اللابارامتري المناسب :

عـندما يريد الباحث تحليل البيانات الخاصة بعينة بحثة، لابد له أن يحدد الإجراءات والخطوات اللازمة لذلك التحليل، بل إن من المهم للغاية أن يضع الباحث تصوراً بشأن الطرق الإحصائية التى سوف يستخدمها ، وذلك قبل إجراء بحثه أو بداية التطبيق بمعنى تضمين خطة البحث لهذه الطرق التى يستخدمها.

وقد يقع الباحث فى حيرة ولا يدرى أى أسلوب إحصائى عليه أن يختار ما لم تكن لديه معلومات مسبقة تنير له عملية الاختيار .

إن الباحث بداية عليه أن يتأكد من أن الأسلوب الإحصائى المناسب له هو الأسلوب اللابارامترى وليس البارامترى ، طبقاً لما سبق عرضه من خصائص ومميزات للبيانات وطبيعة المجتمع الأصل ونوع العينة (حجمها – طريقة سحبها) .

والسؤال الآن : ما الطريقة اللابارامترية المناسبة ؟

للإجابة عن السؤال السابق : علينا أن نضع فى الاعتبار أربع نقاط أساسية:

١- هدف البحث : دراسة علاقة (ارتباط) أم دراسة فروق (اختلافات) أم الكشف عن أثر.

٢- العينات : عينة – عينتان – ثلاث عينات أو أكثر .

٣- الاستقلالية أو الترابط للعينات : العينة نفسها – عينات متماثلة – عينات مختلفة .

٤- نوع البيانات : اسمية – رتبية – فئوية – نسبة .

٥- فروض البحث : التحقق من فرض صفرى – البحث فى فرض بديل .

٦ – مستوى الدلالة : اختبار ذيل واحد – اختبار ذيلان

ويأتى الاعتبار(١) فى مقدمة الاعتبارات لاختيار الأسلوب الإحصائى اللابارامترى ، وسوف يتخذ هذا الاعتبار فى هذا المؤلف عند عرض الأساليب الإحصائية موضع الاهتمام ، ولذلك فسوف يتم استعراض الأساليب هنا على النحو التالى :

- أساليب إحصائية للتحقق من الفروض الارتباطية .
- أساليب إحصائية للتحقق من الفروض الفارقة .

(أ) النموذج اللابارامتري في حالة الفروض الارتباطية :

إن الظواهر فى مجالات الحياة المختلفة لاتتباين فى فراغ أو استقلالية وانفصال عن ظواهر أخرى، ففى القدرات العقلية أو سمات الشخصية نجد تعلق بعضها بالبعض الآخر، فنجد أن من يحصلون غالباً على درجات عالية فى الذكاء كقدرة عامة، يحصلون على درجات مرتفعة فى التحصيل المدرسى، وأن من يحصلون على درجات مرتفعة فى القلق، يحصلون على درجات منخفضة فى التوافق النفسى .

ومن خلال البصيرة السيكولوجية أو الاجتماعية أو التربوية قد نلاحظ هذه العلاقات بين متغيرين أو أكثر، إلا إن هذا لايكفى، إذ أن العلاقة أو الارتباط بمعناه العلمى بين أى ظاهرتين لايتحدد من خلال الملاحظة وحدها، ولكن من خلال أساليب حسابية بين مجموعتين من قيم هاتين الظاهرتين ، ونطلق على المعامل الناتج بالحساب معامل ارتباط .

فالارتباط هو ، اقتران التغير فى ظاهرة بالتغير فى ظاهرة أخرى ، وتهدف أساليب الارتباط وصف درجة التغير الاقترانى بين المتغيرات وتفيد فى :

(أ) تحديد قوة الارتباط بين المتغيرين (قوى - ضعيف - منعدم) .

(ب) معرفة اتجاه العلاقة بين المتغيرين (طردية أو موجبة - عكسية أو سالبة) .

(جـ) تحليل علاقات السببية Causal relation بين المتغيرات .

(د) إعطاء مؤشر لإمكان تقدير متغير إذا علم متغير آخر .

(هـ) قياس الصدق والثبات للاختبارات والمقاييس السيكولوجية .

ويتوقف اختيار الطريقة أو الأسلوب المناسب للفرض الارتباطى على طبيعة البيانات التى جمعها الباحث أو الصورة التى يضع أو يرتضى بها هذه البيانات .

وإذا كنا فى حالة دراسة العلاقة بين المتغيرات فى الصورة الفاصلة (فئوية) أو صورة النسبة ، أو فى حالة ما نطلق عليه متغيرات كمية نسلم بخطية العلاقة Liner correlation مما يرجح كافة أساليب ارتباط بيرسون Pearson's Moment correlation coefficient المشهورة . لدى الباحثين، والآن فإن الأمر يتطلب عرض أساليب إحصائية بين متغيرات ، قد لايتوافر فيها شرط خطية العلاقة بين المتغيرين

موضع الاهتمام ، فضلاً عن أن المجتمع الأصل لايخضع للتوزيع الطبيعي لأزواج المشاهدات أو قد تكون البيانات التي تم الحصول عليها ليست بالصورة الفاصلة أو بالصورة النسبية .

أما كيف يتعرف الباحث الطريقة المناسبة ، فعليه أن يتعرف على نوع المتغيرات أو البيانات الخاصة ببحثه، إذا كانت لتعيين علاقة بين متغيرين :

١ – كمي، كمي (مع توفر شروط يتم اتباع أساليب بيرسون وهي خارج نطاق المؤلف الحالي ويمكن استخدام بعض أساليب لابارامترية تظهر في حينها بالمؤلف الحالي) .

٢ – كمي، اسمي (يتم اتباع معامل الارتباط الثنائي والثنائي الأصيل) وهي خارج نطاق المؤلف الحالي ويمكن استخدام أساليب لابارامترية بشروط .

٣ – رتبي، رتبي (مثلا يتم اتباع أسلوب سبيرمان ومعامل جاما ومعامل كندال) .

٤ – رتبي، اسمي (مثلا يتم اتباع معامل الارتباط الثنائي للرتب ومعامل ثيتا) .

٥ – اسمي، اسمي (مثل معامل كرامر ومعامل لامدا ومعامل التوافق ومعامل تشيبرو ومعامل فاي) .

(ب) النموذج اللابارامتري في حالة الفروض الفارقة :

فطن العرب قديماً إلى قضية الفروق وأهميتها، فالفروق تعطى للحياة معنى، وتحدد وظائف أفرادها، وعندما لانصلح جميعاً إلا لمهنة واحدة، تنهار الأمم، وعندما نولد بنسبة ذكاء واحدة، يختفي مفهوم الذكاء نفسه ؛ لأنه لن يصبح بعد ذلك صفة تميز فرداً عن آخر أو مجموعة عن أخرى.

والفروق إما أن تكون في نوع الصفة، وإما أن تكون في درجة وجودها فاختلاف الطول عن الوزن اختلاف في نوع الصفة (متغير اسمي) أما اختلاف الأطوال فهو اختلاف في الدرجة (متغير كمي) .

والفروق انحرافات إما داخل المجموعة نفسها أو بين مجموعتين (عينتين) أو أكثر.

وتهدف أساليب الكشف عن الفروق الكشف عن درجة الاختلاف في المتغير، وتفيد في :

(أ) تحديد مستويات الصفة أو الخاصية أو المتغير .

(ب) تحديد قوة الاختلاف بين المجموعات .

(جـ) معرفة اتجاه الاختلاف (لصالح أى المجموعات) .

(د) إعطاء مؤشر لإمكان توقع مستوى متغير ، إذا علمت المجموعة التى لديها هذا المتغير .

(هـ) الكشف عن الصدق كأحد شروط الاختبار السيكولوجى الجيد وكذا الثبات .

ويتوقف اختيار الطريقة أو الأسلوب المناسب للتحقق من الفرض الفارقى على العينات وطبيعة البيانات باعتبارهما أهم الأسس .

وإذا كنا فى حالة دراسة الفروق فى الإحصاء البارامترى ، نسلم باعتدالية توزيع البيانات فضلاً عن كونها بيانات فاصلة أو نسبية ، فكنا نستخدم اختبارت t ، Test ، بطرقه المختلفة بين عينة ومجتمع أو بين عينتين ... إلخ ، أو تحليل التباين Analysis of variance فإن الأمر يتطلب عرض أساليب إحصائية للفروق لاتستوفى هذه الشروط ، فقد تكون البيانات ليست فى صورة النسبة أو لاتتبع التوزيع الطبيعى .

أما كيف يتعرف الباحث الطريقة المناسبة ، فعليه أن يتعرف على العينات موضع البحث ونوع البيانات :

١ - عينة وحيدة : (مثلا يتم اتباع أسلوب ذى الحدين واختبار كاى تربيع واختبار كولموجورف - سميرنوف) وهى أساليب للبيانات الاسمية فقط .

٢ - عينتان مستقلتان: (مثلا اختبار كاى تربيع ، اختبار الوسيط ، اختبار فشر ، واختبار كولموجورف - سميرنوف ، واختبار مان - ويتنى) ومنها أساليب تفيد فى حالة البيانات الرتبية وأخرى تفيد فى حالة البيانات الاسمية .

٣ - عينتان غير مستقلتين : (مثلا اختبار ماكنمار واختبار ولكوكسن واختبار الإشارة) ومنها ما يصلح لبيانات فى صورة رتبة وأخرى فى صورة نوعية (اسمية) .

٤- عينات مستقلة : (مثلا اختبار كاى تربيع واختبار كروسكال - واليز) ومنها ما يصلح للبيانات الرتبية ومنها ما يصلح للبيانات فى الصورة الاسمية .

٥- عينات غير مستقلة : (مثلا اختبار كوجران واختبار فريدمان) .

وسوف نتعرض لهذه الأساليب فى الفصول التالية .

ثالثاً: الحزم الإحصائية Statistical Packages في البحوث الإنسانية

هناك كثير من البرامج الجاهزة، المعدة سلفا لمعالجة البيانات على الكمبيوتر، وقد حدث تطور هائل فى هذه الحزم خلال السنوات القليلة الماضية، وأصبح أغلبها سهل الاستخدام بدرجة مذهلة وتصدر مثلا جمعية علم النفس الأمريكية American Psychological Association أعدادها المشهورة The APA Monitor ممتلئة بالكثير من الإعلانات عن هذه الحزم الاحصائية المفيدة فى العلوم النفسية والتربوية وأكثر الحزم الإحصائية شيوعاً :

١ - SPSS

٢ - SAS

٣ - STATISTICA

٤ - MINITAB

٥ - SYSTAT

٦ - STATGRAPHICS

وتقدم هذه الحزم وغيرها كافة التحليلات اللازمة للباحث فى العلوم النفسية والتربوية والإنسانية عموما من تبويب للبيانات وتمثيلها بيانيا وقياس العلاقة بين المتغيرات والكشف عن دلالة الفروق بين العينات . وفى المؤلف الحالى سوف يتم الاهتمام بأشهر هذه الحزم فى العلوم الإنسانية وهى الحزمة (Spss) وهى المعروفة بـ Statistical Package for Social Science.

رابعاً : التحليل الإحصائي اللابارامتري على حزمة البرامج Spss

دعنا نتكلم بصراحة - عندما تكون لديك مهمة لا تعرف كيفية إنجازها فى تحليل بيانات البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية وتحتاج إلى اتمامها بسرعة ، أو عندما تكون منهمكاً فى مهمة ما وتصل إلى نقطة لاتعرف ماعليك فعله بعدها ، لا يوجد أمر أكثر ازعاجاً من اضطرارك للذهاب إلى متخصص فى استخدام الإحصاء فى العلوم الإنسانية عموما أكثر من مرة، للتأكد من المعلومات التى أوضحها لك .

وفيما يلى سوف نعرض للخطوات التى تتبعها بعد استشارة المتخصص ، وكذا بعد تخزين حزمة البرامج Spss على حاسبك الآلى . والمعلومات التى وردت فى كيفية التعامل مع هذه الحزمة ، روعى ورودها بلغة عادية ليس فيها إسهابات تقنية . وما على الباحث إلا اتباع الخطوات التالية ، إذا كان الأمر يتعلق بمعالجة لا بارامترية لبيانات بحثه .

١ – انقر الزر start (ابدأ) فى شريط مهام ويندوز

٢ – أشر إلى programs (برامج)

٣ – أشر إلى Spss حزمة البرامج الإحصائية فى علم النفس والتربية والاجتماع فى قائمة البرامج المفترض أنه مخزن معها أو سبق تخزينك للبرنامج .

٤ – انقر على Spss

٥ – سوف يظهر فى قمة الشاشة شريط العنوان ، يبين اسم البرنامج ، وهو :
Spss For Windows

٦ – يظهر تحت شريط العنوان شريط للقوائم كتب فيه
File Edit Data Transform Statistics Graphs Utilties
ويظهر معها جدول بيانات كتب فى قمته Newdata

٧ – عليك إدخال البيانات فى خلايا الجدول الذى سوف يظهر

New Data

	Var	Var	Var	Var					
1									
2									
3									

٨ – انقر على Statistics (إحصاء) فى شريط القوائم ، سوف تظهر قائمة فرعية على النحو التالى :

File Edit Statistics Graphs

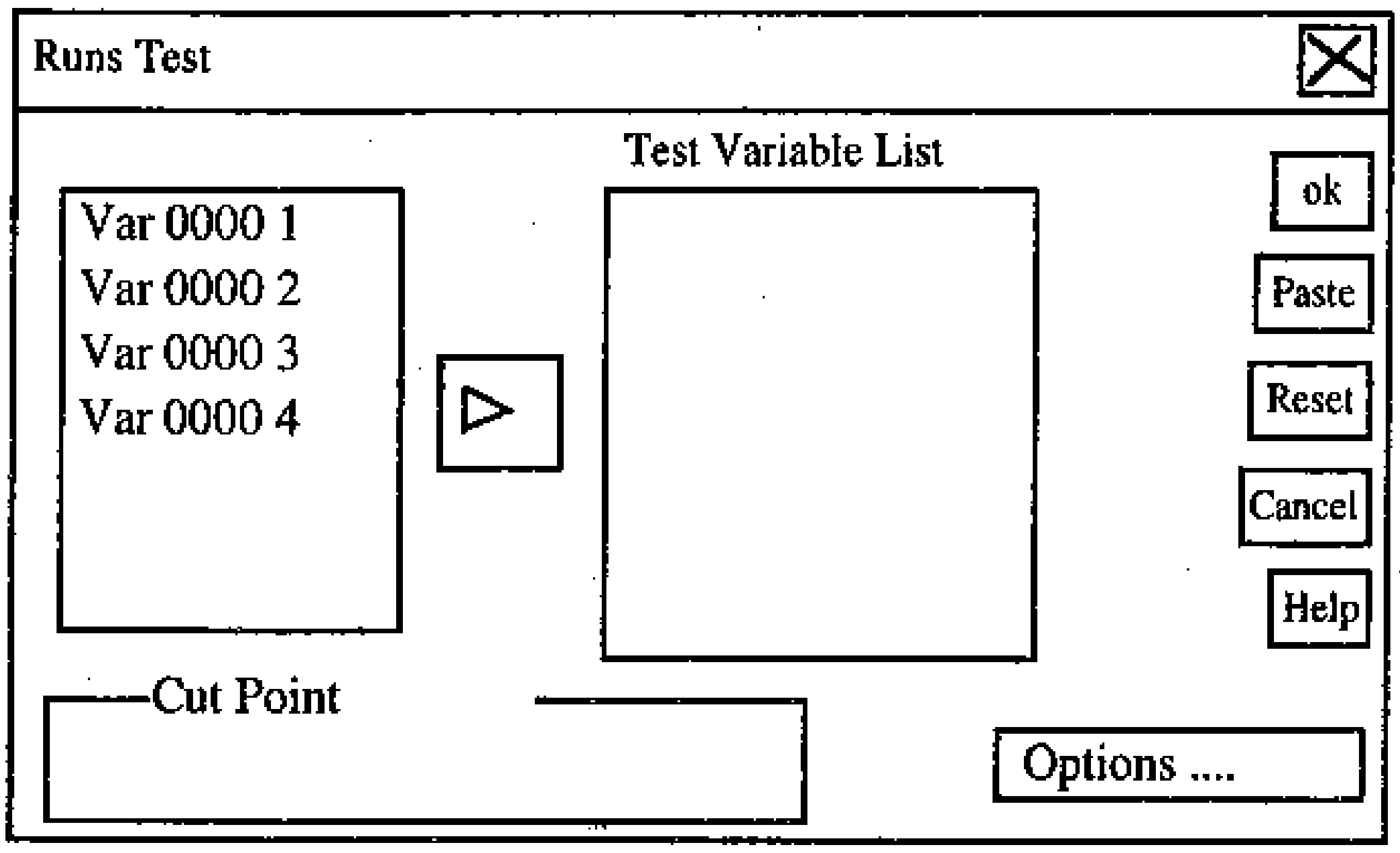
Statistics	
Summarize ▷	
Custom Tables ▷	
Compare Means ▷	
Anova Models ▷	
Correlate ▷	
Regression ▷	
Loglinear ▷	
Classify ▷	
Data Reduction Scale ▷	
Non parametric Tests ▷	← الاختبارات اللابارامترية
Time series ▷	
Survival ▷	
Multiple Response ▷	

٩ – أشر عند Non parametric Tests (الاختبارات اللابارامترية) سوف تظهر قائمة فرعية على النحو التالي :

Chi - Square	← اختبارات مربع كاى
Binomial	← اختبار ذى الحدين
Runs	← اختبار الدفعات أو التعاقبات
1 - sample K-S	← اختبار كولوجورف – سميرنوف لعينة واحدة
2 - Independent samples	← اختبارات العينتين المستقلتين (مان – وتني، والد – ولف ويتز .... وغيرها)
k Independent samples	← اختبارات العينتين المستقلتين (كروسكال – واليز – الوسيط)
2 Related samples	← اختبارات العينتان المترابطتين (ولكوكسن – الإشارة – ماكنيمار ...)
k Related samples	← اختبارات العينات المترابطة (فريدمان – كاندال – كوجران ...)

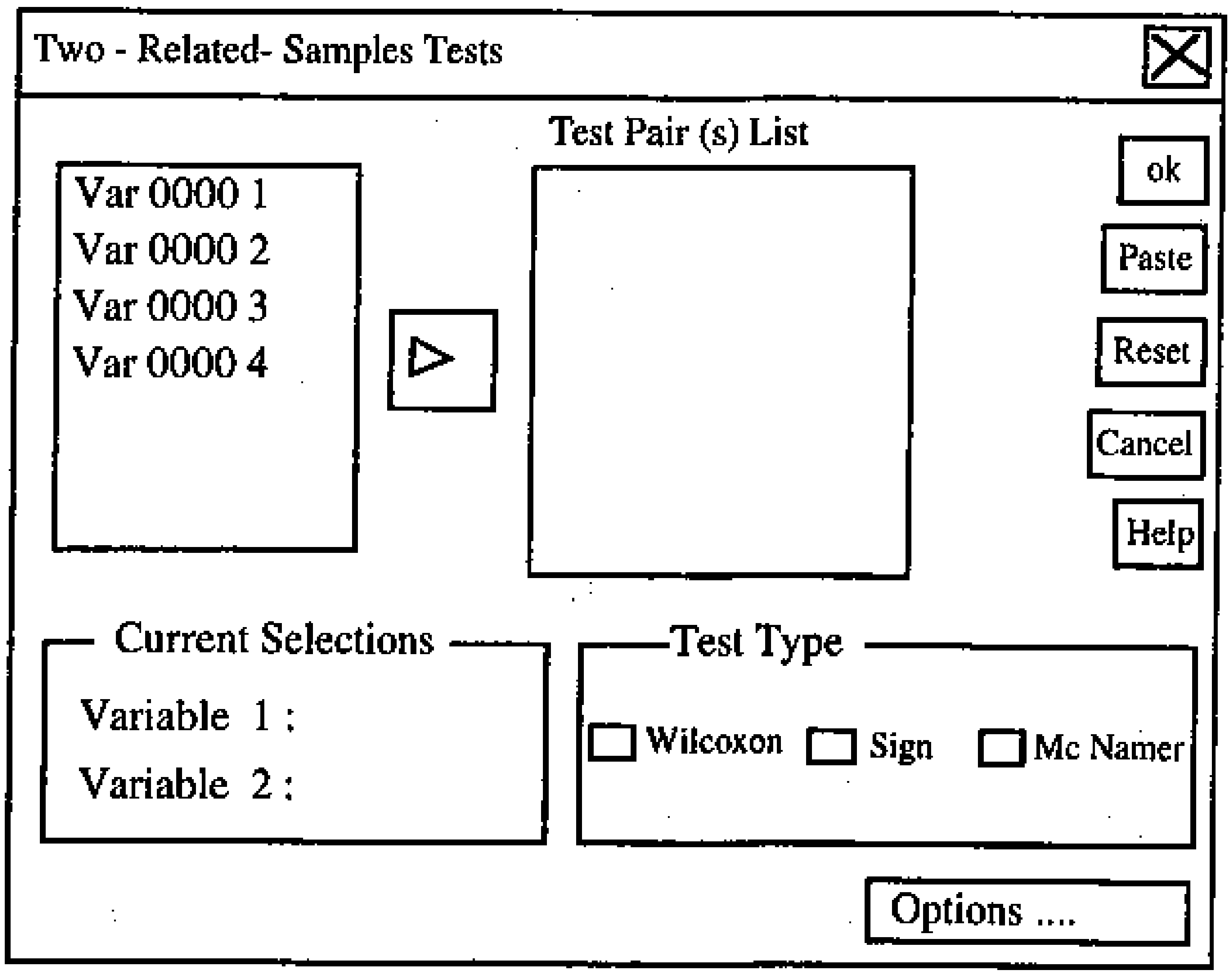
١٠ – أشر على البديل الذى ترغب فى استخدامه مع بياناتك وانقر على الماوس ، سوف تظهر لك قائمة يطلب فيها إدخال المتغيرات المراد التعامل معها مثل متغير التحصيل مثلاً Var 00001 ومتغير الجنس Var 00002 ومتغير العصابية Var 00003 وهكذا حسب المتغيرات المتضمنة فى البحث الذى تريد معالجة بياناته إحصائياً .

١١ – إذا فرضنا أننا قمنا بالتأشير على البديل Runs فسوف تظهر قائمة على النحو التالى :



يمكنك الآن اختيار مواصفات المعالجة الإحصائية بالنقر على أحد بدائل المنطقة Cut point أو المربع options ثم تنقر على المربع continue ثم على مربع ok فى القائمة السابقة .

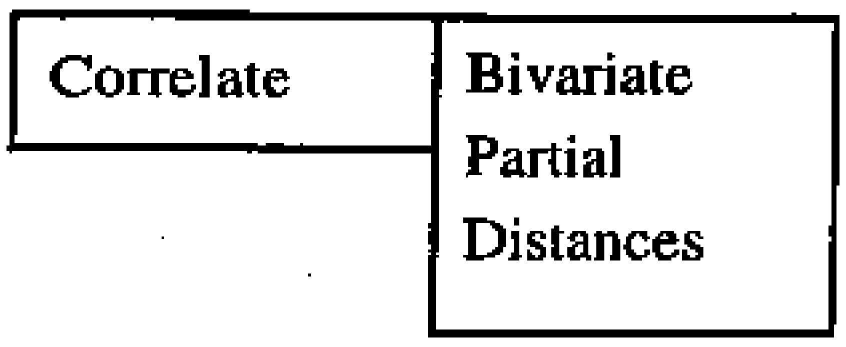
١٢ – ومثال آخر إذا نقرنا على البديل 2 Related Samples فسوف تظهر قائمة على النحو التالى :



يمكنك الآن التأشير والنقر على الماوس على المتغيرين المراد التعامل معهما وليكن Var 00001 ، Var 00002 ولتكن هذه تعبر عن درجات اختبار للثقة بالنفس عند إعادة الاختبار (أى تطبيقه مرتين على نفس المجموعة قبل تعريفها لبرنامج لتنمية الثقة وبعد تعريفها) ، ثم انقر بعد ذلك . عليك التأشير الآن على الأسلوب الإحصائى المراد التعامل معه فى داخل الإطار الأسفل Test Type وليكن اختيارنا wilcoxon ويمكنك بعدها النقر على مربع ok أو النقر على مربع options لاختيار مواصفات للأسلوب الإحصائى . وعندها عليك النقر على المواصفة ثم النقر على Continue ثم النقر على ok فى القائمة السابقة . وهكذا مع أى أسلوب آخر .

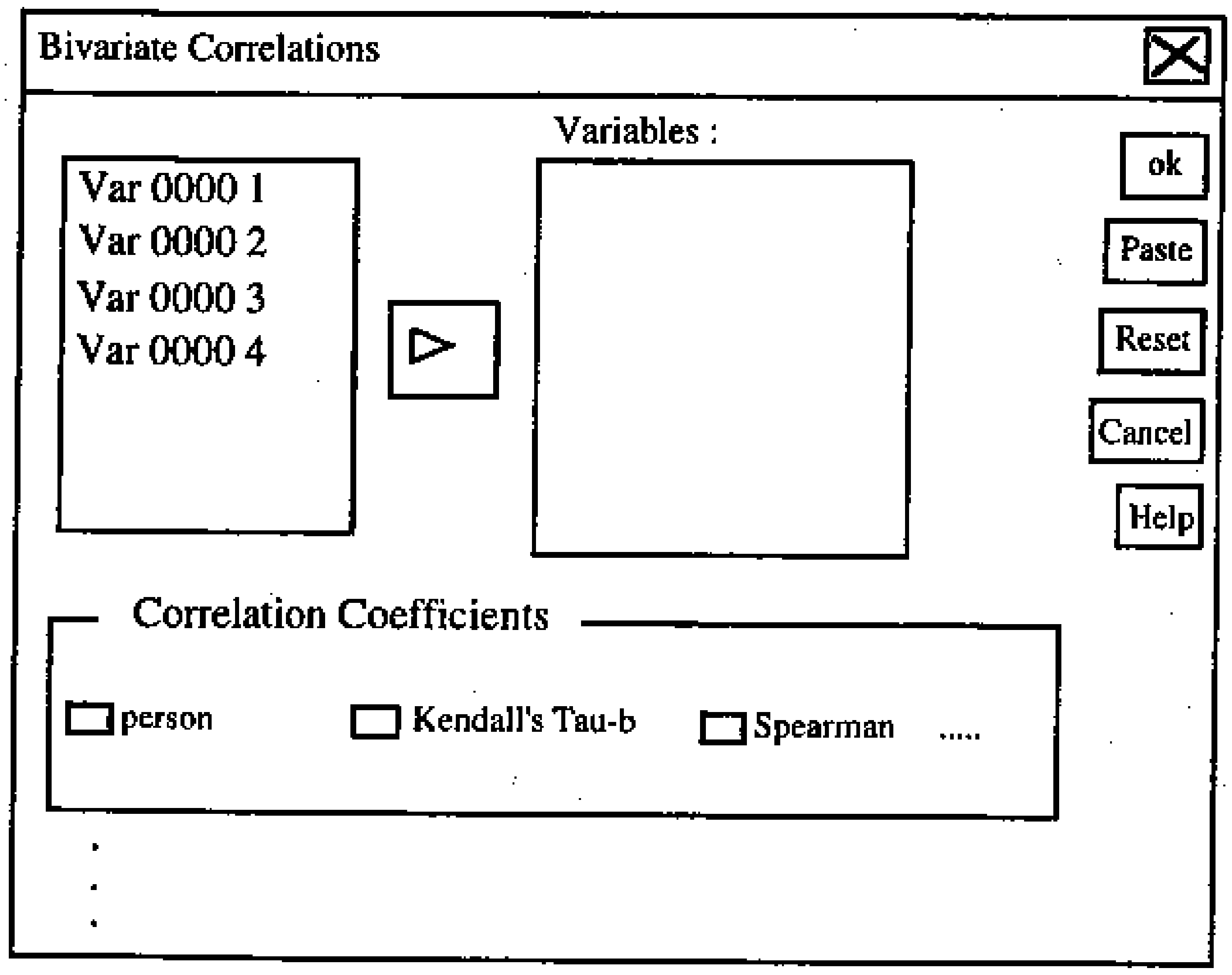
١٣ - أما إذا أردنا دراسة العلاقات من خلال الحزمة Spss لابارامتريا ، فإنه يمكننا اتباع الخطوات من (١) إلى (٨) .

ثم أشر عند Correlate سوف تظهر قائمة فرعية على النحو التالى :



وعليك أن تؤشر على Bivariate ثم تنقر .

١٤ - سوف تظهر قائمة على الشكل التالى :



يمكنه الآن التأشير على المتغيرين المراد التعامل معهما وليكن Var 001 ، Var 002 وليكن هذان المتغيران هما مفهوم الذات والقلق ، ثم انقر وبعد ذلك عليك التأشير الآن على الأسلوب الإحصائى المراد التعامل معه فى داخل الإطار الأسفل Correlation coefficient وليكن اختبارنا غير Person فى حالة استخدام اساليب لابارامترية أى نؤشر مثلا على Spearman أو نؤشر على Kendall's أو ... وهكذا . ويمكنك النقر بعدها على مربع ok أو النقر على مربع options لاختيار مواصفات للأسلوب الإحصائى . وعندها عليك النقر على المواصفة ثم النقر على Continue ثم النقر على ok فى القائمة السابقة .

يلاحظ وجود مواصفات للأسلوب الاحصائى المتبع تجدها فى القائمة السابقة ، منها اختيار الدلالة الاحصائية بذيل واحد one-Tailed أو بذيلين Two-tailed ، وعليك التأشير على المواصفة التى تتفق مع فروض دراستك أو اهتمامات الباحث .

الفصل الرابع

التحقق من الفروض الارتباطية لابارامتريًا

الفصل الرابع

التحقـــق من الفـــروض الارتباطية لابارامتريّـا

أولاً : أساليب إرتباطية بين متغيرين رتبيين :

١- معامل ارتباط سبيرمان للرتب :

Spearman's Coefficient of rank correlation

ويهدف قياس التغير الاقتراني القائم بين ترتيب الأفراد أو الأشياء بالنسبة لصفة، وترتيبهم بالنسبة لصفة أخرى.

ففي كثير من الأحيان يصعب قياس متغير ما رقمياً ، ولكن يسهل تعيين رتب للصفة أو المميز المراد دراسته عن هذا المتغير. فمثلاً إذا كان لدينا خمسة أنواع من البن وأردنا التمييز بين هذه الأنواع من حيث المذاق، نجد أنه يسهل على الذواقة ترتيب أنواع البن من الدرجة ١ إلى الدرجة ٥، ربما صعب على من يتذوق إعطاء قيم عددية لكل نوع من أنواع البن، وينطبق هذا على كثير من الأمور النفسية والتربوية والاجتماعية وغيرها.

وإذا كان لدينا مجموعة من الأفراد وأعطينا رتباً لهؤلاء الأفراد بخصوص صنفين معينين لكل فرد : الذكاء مثلاً والمستوى الاجتماعي. أو الحكم على صفة واحدة من قبل حكمين اثنين وما شابه ذلك ، فإنه يتعذر علينا معرفة العلاقة بين أراء الحكمين باستعمال معامل ارتباط بيرسون لعدم توافر البيانات الرقمية عن أفراد المجموعة، ويمكن استعمال معامل ارتباط الرتب لسبيرمان بقانون على الصورة .

$$\text{ر} = 1 - \frac{6\,\text{مج ف}^{2}}{\text{ن}(\text{ن}^{2} - 1)}$$

حيث ر : معامل الارتباط بحيث إن $-1 \leqslant \text{ر} \leqslant 1$ (تنطق رو)

ن : عدد أزواج البيانات (للمتغيرين) أو عدد أفراد العينة .

ف : الفرق بين رتب المتغيرين .

مع مراعاة :

١ – يفضل استخدام معامل ارتباط الرتب لسبيرمان فى حالة العينات التى يكون حجمها ١٠ فأقل ، ومن الممكن استخدامه بوجه خاص حينما لايتجاوز حجم العينة ٣٠ فرداً .

٢ – عند ترتيب المتغيرين المراد تعيين معامل الارتباط بينهما يجب أن يتم الترتيب من الأكبر إلى الأصغر بالطريقة نفسها للمتغيرين معاً ، أو من الأصغر إلى الأكبر بالطريقة نفسها للمتغيرين معاً ولا يصح ترتيب أحد المتغيرين من الأكبر إلى الأصغر (الأكبر ١ ثم ٢ ثم ٣ ....) . وترتيب المتغير الآخر من الأصغر إلى الأكبر (الأصغر ١ ثم ٢ ثم ٣ .....) .

٣ – عند تعيين فروق الرتب (ف) يجب طرح رتب المتغيرين فى اتجاه واحد بالنسبة لجميع أفراد العينة ؛ أى إما رتب المتغير الأول مطروح منها رتب المتغير الثانى لجميع أفراد العينة أو العكس أيضاً لجميع أفراد العينة .

٤ – يمكن استخدامه (معامل ارتباط سبيرمان للرتب) إذا كان أحد المتغيرين أو كلاهما من النوع النسبى ، وذلك بعد تحويل البيانات إلى رتب .

الدلالة الإحصائية لمعامل ارتباط الرتب لسبيرمان :

علينا بعد حساب معامل الارتباط بالطريقة السابقة أن نتعرف الدلالة الإحصائية له ، وذلك بمقارنة قيمة المعامل المحسوب من القانون السابق بقيم معاملات ارتباط الرتب الجدولية لسبيرمان بالملاحق .

ويتكون جدول دلالة معامل ارتباط الرتب لسبيرمان من ثلاثة أعمدة على الأقل ، وإن كان بالملاحق يوجد به خمسة أعمدة ، وبخصوص اختبار ذو نهاية واحدة .

العمود الأول : خاص بعدد أفراد العينة.

العمود الثانى : خاص بمستوى الدلالة ٠,٠٥

العمود الرابع : خاص بمستوى الدلالة ٠,٠١

ولدخول الجدول علينا أن ندخل باستخدام عدد أفراد العينة ن ، ونحدد قيمة

معاملات الارتباط الموجودة أمامها وأسفل المستوى ٠,٠٥ ثم أسفل المستوى ٠,٠١ ثم أسفل المستوى ٠,٠٠١

فإذا كانت قيمة معامل الارتباط المحسوبة من القانون أصغر من قيمة معامل الارتباط الجدولية أسفل مستوى ٠,٠٥ قيل إن الارتباط غير دال وغير معنوى أو غير جوهرى .

أما إذا كانت قيمة معامل الارتباط المحسوبة من القانون أكبر من قيمة معامل الارتباط الجدولية أسفل مستوى ٠,٠٥ قيل إن الارتباط دال إحصائياً عند مستوى ٠,٠٥ .

وإذا كانت قيمة معامل الارتباط المحسوبة من القانون أكبر من قيمة معامل الارتباط الجدولية أسفل مستوى ٠,٠٥ وكذلك أكبر من قيمة معامل الارتباط الجدولية أسفل مستوى ٠,٠١ قيل إن الارتباط دال عند مستوى ٠,٠١ .

وإذا كانت قيمة معامل الارتباط المحسوبة من القانون أكبر من قيمة معامل الارتباط الجدولية أسفل مستوى ٠,٠١ وأصغر من قيمة معامل الارتباط الجدولية أسفل مستوى ٠,٠٠١ مثلاً قيل إن الارتباط دال عند مستوى ٠,٠١ وليس دالا عند مستوى ٠,٠٠١ وهكذا .

مثال : اوجد معامل الارتباط ودلالته الإحصائية بين المستوى الثقافى للأسرة والمستوى الاقتصادى إذا علمت البيانات التالية :

الأفراد	أحمد	خالد	ماجد	مها	عمر	هالة	مجدى
المستوى الثقافى	مرتفع	متوسط	فوق المتوسط	مرتفع جدًا	تحت المتوسط	منخفض	منخفض جدًا
المستوى الإقتصادى	جيد	ممتاز	جيد جدًا	جيد	مقبول	جيد	جيد جدًا

الحل : أسماء الأفراد فى المثال السابق ليس لها أهمية فى إجراءات الحل ، وواضح أن عدد أفراد العينة ن = ٦

وإذا تكررت قيم المتغير علينا أن نأخذ متوسط رتب المجموعة التى تكررت ونعتبر المتوسط رتبة لكل قيمة من هذه المجموعة . ويقال عن هذه الحالة حالة البيانات المتساوية (ذات الصلة) Tied data .

المتغير الأول المستوى الثقافى	المتغير الثانى المستوى الاقتصادى	رتب المتغير الأول	رتب المتغير الثانى	فرق الرتب	مربع فرق الرتب
مرتفع	جيد	٢	٥	-٣	٩
متوسط	ممتاز	٤	١	٣	٩
فوق المتوسط	جيد جداً	٣	٢,٥	٠,٥	٠,٢٥
مرتفع جداً	جيد	١	٥	-٤	١٦
تحت المتوسط	مقبول	٥	٧	-٢	٤
منخفض	جيد	٦	٥	١	١
منخفض جداً	جيد جداً	٧	٢,٥	٤,٥	٢٠,٢٥
					مجـ ف^{٢} = ٥٩,٥

بما أن مـ = $١ - \frac{٦ \text{ مجـ ف}^{٢}}{\text{ن}(\text{ن}^{٢} - ١)}$

$= ١ - \frac{٥٩,٥ \times ٦}{٧(٤٩ - ١)}$

$= ١ - \frac{٣٥٧}{٧ \times ٤٨}$

$= ١ - \frac{٣٥٧}{٣٣٦} = ١ - ١,٠٦ = -٠,٠٦$

أى إن الارتباط بين المستوى الثقافى والمستوى الاقتصادى -٠,٠٦ ولمعرفة الدلالة الإحصائية لهذا المعامل ، علينا مقارنته بالقيم الجدولية :

بدخول الجدول عند ن = ٧ نجد أن القيم الجدولية فى اختبار ذى نهاية واحدة

عند مستوى ٠,٠٥ هى ٠,٧١ تقريباً

عند مستوى ٠,٠١ هى ٠,٨٩ تقريباً

وبالتالى فالقيمة المحسوبة مـ = ٠,٠٦ أقل من أى قيمة من القيمتين السابقتين، وبالتالى يمكننا القول بأنه لاتوجد علاقة ارتباطية دالة إحصائياً بين المستوى الثقافى للأسرة والمستوى الاقتصادى .

ومن ثم نقبل الفرض الصفرى القائل بأن معامل الارتباط = صفر أو لايختلف عن الصفر .

مثال : تحقق من صحة الفرض القائل بأنه ، لاتوجد علاقة دالة بين الثقة بالنفس والأصالة ، (كأحد مكونات التفكير الابتكارى) إذا علمت البيانات التالية :

الثقة بالنفس	٤٥	٥٢	٣٥	٦٠	٤٧	٣٠	٢٥	٣٧	٦١	٤٣
الأصالة	١٩	٣٥	٥	٤٠	٣٠	صفر	٧	٣٨	٣٩	٢

الحل :

المتغير الأول	المتغير الثاني	رتب المتغير الأول	رتب المتغير الثاني	فروق الرتب	مربع فروق الرتب
٤٥	١٩	٦	٧	١-	١
٥٢	٣٥	٤	٤	صفر	صفر
٣٥	٥	٨	٩	١-	١
٦٠	٤٠	٢	١	١	١
٤٧	٣٠	٥	٥	صفر	صفر
٣٠	صفر	٩	١٠	١-	١
٢٥	٧	١٠	٨	٢	٤
٣٧	٣٨	٣	٣	صفر	صفر
٦١	٣٩	١	٢	١-	١
٤٣	٢١	٧	٦	١	١
					مجـ ف^{٢} = ١٠

بما أن مـ $= ١ - \frac{٦ \text{ مجـ ف}^{٢}}{\text{ن}(\text{ن}^{٢} - ١)}$

$$= ١ - \frac{٦ \times ١٠}{١٠ (١٠٠ - ١)}$$

= ١ − ٦٠ / (٩٩ × ١٠)

= ١ − ٦٠ / ٩٩٠

مـ = ١ − ٠,٠٦

مـ = ٠,٩٤

أى أن معامل الارتباط بين الثقة بالنفس والأصالة من خلال هذه العينة ٠,٩٤

وللكشف عن الدلالة الإحصائية عندما ن = ١٠

نلاحظ أن القيم الجدولية كما يلى : فى أختبار ذى النهايتين (الذيلين)

عند مستوى ٠,٠٥ هى ٠,٦٥ تقريباً

عند مستوى ٠,٠١ هى ٠,٨٢ تقريباً

ويلاحظ أن قيمة معامل الارتباط المحسوبة مـ = ٠,٩٤ أكبر من القيمة اللازمة للدلالة الإحصائية عند مستوى ٠,٠١ .

وهذا يعنى رفض الفرض الصفرى الذى يقول إن معامل الارتباط فى المجتمع = صفر. ومن ثم فإن العلاقة الموجودة بين الثقة بالنفس والأصالة علاقة ذات دلالة إحصائية .

مثال : فى دراسة للحالة الاجتماعية لأسر كل من الزوج والزوجة وذلك بهدف الكشف عن العلاقة بينهما جاءت البيانات كما يلى :

الحالة الاجتماعية للزوجة	متوسطة	منخفضة	جيدة	ممتازة	ممتازة	جيدة
الحالة الاجتماعية للزوج	متوسطة	منخفضة جداً	منخفضة	ممتازة	جيدة	متوسطة

الحل :

حالة الزوجة	حالة الزوج	رتب المتغير الأول	رتب المتغير الثانى	فوق الرتب	مربع فوق الرتب
متوسطة	متوسطة	٢	٣,٥	-١,٥	٢,٢٥
منخفضة	منخفضة جداً	١	١	صفر	صفر
جيدة	منخفضة	٣,٥	٢	١,٥	٢,٢٥
ممتازة	ممتازة	٥,٥	٦	-٠,٥	٠,٢٥
ممتازة	جيدة	٥,٥	٥	,٥	٠,٢٥
جيدة	متوسطة	٣,٥	٣,٥	صفر	صفر
					مجـ ف^{٢} = ٥

بما أن مـ = ١ - $\frac{٦ \text{ مجـ ف}^{٢}}{ن(ن^{٢} - ١)}$

$$= ١ - \frac{٦ \times ٥}{٦(٣٦ - ١)}$$

$$= ١ - \frac{٣٠}{٦ \times ٣٥}$$

$$= ١ - \frac{٣٠}{٢١٠} = ١ - ٠,١٤ = ٠,٨٦$$

ومن جدول دلالة معاملات ارتباط الرتب عندما ن = ٦

نجد أن القيم الجدولية فى اختبار ذى ذيلين

عند مستوى ٠,٠٥ هى ٠,٨٩

عند مستوى ٠,٠١ هى ١,٠٠

ويمكن تلخيص النتائج فى جدول على الشكل التالى :

المتغيران	حجم العينة	معامل الارتباط	مستوى الدلالة
الحالة الاجتماعية للزوجة الحالة الاجتماعية للزوج	٦	٠,٨٦	غير دال

ولما كانت قيمة مـ المحسوبة = ٠,٨٦ وهى قيمة أقل من القيمة الجدولية اللازمة للدلالة عند مستوى ٠,٠٥ لذلك يمكننا القول بأنه لايوجد ارتباط دال بين الحالة الاجتماعية للزوجة والحالة الاجتماعية للزوج .

٢- معامل جاما Gamma :

لاحظنا فيما سبق ظاهرة تكرار بعض القيم فى المتغير نفسه ، والتى أطلقنا عليها حالة البيانات المتساوية (ذات الصلة) Tied data وحينما يصاحب ذلك عدد أزواج لقيم المتغيرين كبير، فقد اقترح جودمان وكروسكال Goodman and Kruskal معاملاً أطلقا عليه معامل جاما [(γ) وهو حرف يونانى] وهو من المعاملات المتماثلة ، حيث يؤدى الى القيمة نفسها ، بغض النظر عن تحديد المتغير المستقل والمتغير التابع .

فمثلاً إذا كانت :

تقديرات مادة الإحصاء :										
ممتاز	ممتاز	جيد	ممتاز	ممتاز	جيد	ممتاز	جيد	جيد	ممتاز	جيد
تقديرات مادة الرياضات :										
جيد	جيد	جيد	ممتاز	ممتاز	ممتاز	ممتاز	جيد	جيد	ممتاز	جيد

إن التصنيف إذا تم باستخدام الرتب سوف يكون ١ ثم ٢ فقط مثلاً ؛ أى إن الترتيب لكل متغير له نطاق ضيق ، مما يؤدى إلى زيادة فى التكرارات للرتبة نفسها وللأشخاص نفسها ، أو كما يظهر فيما يلى :

المتغير الأول	المتغير الثاني	رتب المتغير الأول	رتب المتغير الثاني
ممتاز	جيد	٣,٥	٨,٥
ممتاز	جيد	٣,٥	٨,٥
جيد	جيد	٩	٨,٥
ممتاز	ممتاز	٣,٥	٣
ممتاز	ممتاز	٣,٥	٣
جيد	ممتاز	٩	٣
ممتاز	ممتاز	٣,٥	٣
جيد	جيد	٩	٨,٥
جيد	جيد	٩	٨,٥
ممتاز	ممتاز	٣,٥	٣
جيد	جيد	٩	٨,٥

وفى هذه الحالة لايكون من المناسب استخدام معامل سبيرمان للرتب الذى سبق ويمكن استخدام عدد من الأساليب فى هذه الحالة منها معامل جاما (γ) الذى يرمز له بالرمز اللاتينى السابق .

ويمكن تصنيف البيانات السابقة فى جدول رباعى الخلايا على النمط ٢ × ٢ كما يلى :

رياضيات / إحصاء	ممتاز	جيد
ممتاز	٤ أ	٢ ب
جيد	١ ج	٤ د

ومعامل جاما يعتمد قانونه المستخدم على جدول التكرار المزدوج بالصورة السابقة وعلى حالات الاتفاق والاختلاف بين أزواج القيم.

فلدينا مثلاً ٤ طلاب حاصلين على ممتاز فى الإحصاء وممتاز فى الرياضيات فى الوقت نفسه بينما لدينا طالب واحد حاصل على جيد فى الإحصاء وممتاز فى

الرياضيات ، وهكذا بالنسبة لبقية الخلايا .

وقانون جاما يعطى باصورة :

$$ج = \frac{ن_{ق} - ن_{خ}}{ن_{ق} + ن_{خ}}$$

حيث ج : معامل جاما بحيث إن $-1 \leqslant ج \leqslant +1$

$ن_{ق}$: حاصل ضرب عدد حالات الاتفاق (ممتاز ، ممتاز) × (جيد ، جيد)

= أ × د

$ن_{خ}$: حاصل ضرب عدد حالات الاختلاف (ممتاز ، جيد) × (جيد ، ممتاز) = ن × ج

أما فى حالة تصنيف البيانات فى جدول على النمط ٤ × ٤ مثلاً يظهر لدينا ما يلى :

المستوى الثقافى / التقدير	ممتاز	جيد جداً	مقبول	ضعيف
مرتفع جداً	أ	ب	ج	د
متوسط	هـ	و	ز	س
منخفض	ص	ل	م	ك
منخفض جداً	ط	ع	ض	ى

لذلك فإن :

$ن_{ق}$ = أ [و + ل + ع + ز + م + ش + س + ك + ى]

+ ب [ز + م + ض + س + ك + ى]

+ ج [س + ك + ى]

+ د [صفر]

+هـ [ل + ع + م + ش + ك + ى]

+ ص [ع + ض + ى]

+ ط [صفر]

+ و [م + ض + ك + ى]

+ ز [ك + ى]

+ س [صفر]

+ ل [ض + ى]

+ ع [صفر]

+ م [ى]

أى للحصول على $ن_{ق}$ علينا أن نبدأ من جهة اليمين من الجدول ، ونطبق القاعدة التالية لجميع خلايا الجدول .

$ن_{ق}$ = تكرار الخلية × [مجموع التكرارات للخلايا المحصورة (لأسفل) بين صف وعمود تلك الخلية] .

وبالمثل كى نحصل على $ن_{ع}$ نبدأ من جهة اليسار من الجدول ، وتنطبق القاعدة السابقة نفسها لجميع خلايا الجدول .

وعلى ذلك فإن :

$ن_{ع}$ = د [ز + م + ض + و + ل + ع + هـ + ص + ط]

+ ج [و + ل + ع + هـ + ص + ط]

+ ب [هـ + ص + ط]

+ أ [صفر]

+س [م + ض + ل + ع + ص + ط]

+ ك [ض + ع + ط]

+ ى [صفر]

+ ز [ل + ع + ص + ط]

+ و [ص + ط]

+ هـ [صفر]

+ م [ع + ط]

+ ش [صفر]

+ ل [ط]

ثم تطبق القانون $ج = \frac{ن_ق - ن_خ}{ن_ق + ن_خ}$

مع مراعاة :

١- يمكن أن تظهر نتيجة تصنيف البيانات خلايا لايوجد بها تكرار (أى تكرارها) صفر ، وعلى الرغم من ذلك يتم الإجراء نفسه .

٢- يمكن استخدام الطريقة السابقة (جاما) بحيث يكون أحد المتغيرين من النوع الوصفى أو الاسمى والآخر على صورة فئات لدرجات اختبار ما.

٣- لايشترط أن يكون عدد الخلايا الأفقية مساوياً لعدد الخلايا الرأسية ؛ أى لايشترط أن يكون جدول توزيع البيانات من النمط ٤ × ٤ أو ٣ × ٣ بل من الممكن أن يكون من النمط ٤ ×٣ أو ٢ × ٣ ..... إلخ

الدلالة الإحصائية لمعامل جاما ج :

بعد حساب معامل جاما بالطرق السابقة ، يمكننا تعرف الدلالة الإحصائية لقيمة ج الناتجة، وذلك بتحويل قيمة ج إلى د ثم مقارنة النتائج بالقيم التالية :

مستوى الدلالة / اختبار	٠,٠٥	٠,٠١
ممتاز	± ١,٦٤٥	± ٢,٣٣
جيد	± ١,٩٦	± ٢,٥٨

والشرط اللازم للدلالة أن تكون قيمة (د) المحسوبة أكبر من أو تساوى إحدى القيم الجدولية السابقة .

وقيمة د يمكن الحصول عليها من القانون :

$$د = ج \sqrt{\frac{ن_{ق} + ن_{خ}}{ن (١ - ج^{٢})}}$$

حيث ن جميع أفراد المجموعة التى تكون جدول تصنيف البيانات .

مثال : فى دراسة للعلاقة بين الاتجاه نحو عمل المرأة والمستوى الاجتماعى لها ، جاءت البيانات كما يلى :

الاتجاه / اجتماعى	أوافق بشدة	أوافق	أرفض	أرفض بشدة
مرتفع	١٠	٦	-	٢
متوسط	٣	٧	٤	-
منخفض	٥	١	٨	١٢

تحقق من دلالة العلاقة الطردية بين هذين المتغيرين .

الحل :

$ن_{ق}$ = ١٠ [٧ + ١ + ٤ + ٨ + صفر + ١٢]

+ ٦ [٤ + ٨ + صفر + ١٢]

+ صفر [صفر + ١٢]

+ ٢ [صفر]

+ ٣ [١ + ٨ + ١٢]

+ ٥ [صفر]

+ ٧ [٨ + ١٢]

+ ٤ [١٢] أهملت بعض الأقواس لأنها أصفار

$ن_{ق}$ = ١٠ [٣٢] + ٦ [٢٤] + صفر [١٢] + ٣ [٢١] +

+٥ [صفر] +٧ [٢٠] + [١٢]

$ن_{ق}$ = ٣٢٠ + ١٤٤ + صفر + صفر + ٦٣ + صفر + ١٤٠ + ٤٨

$ن_{ق}$ = ٧١٥

وكذلك تعين $ن_{خ}$

$ن_{خ}$ = ٢ [٤ + ٨ + ٧ + ١ + ٣ + ٥]

+ صفر [٧ + ١ + ٣ + ٥]

+٦ [٣ + ٥]

+١٠ [صفر]

+ صفر [٨ + ١ + ٥]

+١٢ [صفر]

+٤ [١ + ٥]

+٧ [٥]

$ن_{خ}$ = ٢ [٢٨] + صفر [١٦] + [٨] + ١٠ [صفر] + صفر [١٤]

+٤ [٦] +٧ [٥]

$ن_{خ}$ = ٥٦ + صفر + ٤٨ + صفر + صفر + ٢٤ + ٣٥ = ١٦٣

بما أن $ج = \frac{ن_{ق} - ن_{خ}}{ن_{ق} + ن_{خ}}$

$$ج = \frac{٧١٥ - ١٦٣}{٧١٥ + ١٦٣}$$

$$ج = \frac{٥٥٢}{٨٧٨}$$

ج = ٠,٦٣

أى إن قيمة معامل جاما بين الاتجاه نحو عمل المرأة والمستوى الاجتماعى ٠,٦٣

ولابد من التحقق من الدلالة الإحصائية لهذه القيمة وذلك بحساب قيمة د

$$د = ج \sqrt{\frac{ن_ق + ن_خ}{ن (١ - ج^٢)}}$$

حيث ن = ٥٨

$$د = ٠,٦٣ \sqrt{\frac{٧١٥ + ١٦٣}{٥٨ [١ - ٠,٦٣^٢]}}$$

$$د = ٠,٦٣ \sqrt{\frac{٨٧٨}{٥٨ [١ - ٠,٤٠]}}$$

$$د = ٠,٦٣ \sqrt{\frac{٨٧٨}{٣٤,٨}}$$

$$د = ٠,٦٣ \sqrt{٢٥,٢٣}$$

$$د = ٠,٦٣ \times ٥,٠٢$$

$$= ٣,١٦$$

ويمكن تلخيص النتائج فى جدول على النحو التالى :

المتغيرات	حجم العينة	معامل جاما	قيمة د	مستوى الدلالة
الاتجاه نحو عمل المرأة المستوى الاجتماعى	٥٨	,٦٣	٣,١٦	٠,٠١

ويلاحظ أن قيمة د = ٣,١٦ أكبر من القيمة اللازمة للدلالة لاختبار الذيل الواحد عند مستوى ٠,٠١ وهى ٢,٣٣

ومن ثم يمكننا القول بأن هناك علاقة طردية بين الاتجاه نحو عمل المرأة والمستوى الاجتماعى لها .

مثال : فى دراسة بعنوان : « القلق وعلاقته بمفهوم الذات لدى الأطفال » طبقت أدوات الدراسة على عينة حجمها ٥٧١ طفلاً ، وجاءت النتائج كما هو موضح بالجدول التالى :

القلق \ مفهوم الذات	منخفض	عادى	مرتفع
صفر - ١٠	١	٥	٤٩
١١ - ٢١	٢	١٢	١٧٨
٢٢ - ٣٢	٧	٧٣	٩٦
٣٣ - ٤٣	١٨	٥٧	٢٠
٤٤ - ٥٤	٢٩	١٣	١١

تحقق من صحة الفرض القائل أنه « لا توجد علاقة بين القلق ومفهوم الذات »

$\text{ن}_{\text{ق}}$ = ١ [٤٦٠] + ٥ [٣٠٥] + ٢ [٢٧٠] + ١٢ [١٢٧]

+ ٧ [١٠١] + ٧٣ [٣١] + ١٨ [٢٤] + ٥٧ [١١]

$\text{ن}_{\text{ق}}$ = ٨٠٧٨

$\text{ن}_{\text{خ}}$ = ٤٩ [٢١١] + ٥ [٥٦] + ١٧٨ [١٩٧] + ١٢ [٤٤]

٩٦ [١١٧] + ٧٣ [٤٧] + ٢٠ [٤٢] + ٥٧ [٢٩]

$\text{ن}_{\text{خ}}$ = ٦٣٤٨٩

$$\text{ج} = \frac{\text{ن}_{\text{ق}} - \text{ن}_{\text{خ}}}{\text{ن}_{\text{ق}} + \text{ن}_{\text{خ}}}$$

$$\text{ج} = \frac{٨٠٧٨ - ٦٣٤٨٩}{٨٠٧٨ + ٦٣٤٨٩}$$

$$\text{ج} = \frac{-٥٥٤١١}{٧١٥٦٧}$$

ج = − ٠,٧٧ أى أن الارتباط سالب ويجب معرفة الدلالة الإحصائية

$$\text{د} = \text{ج}\sqrt{\frac{\text{ن}_{\text{ق}} + \text{ن}_{\text{خ}}}{\text{ن}\,[\,١ - \text{ج}^{٢}\,]}}$$

$$\text{د} = -٠,٧٧\sqrt{\frac{٨,٧٨ + ٦٣٤٨٩}{٥٧١\,[\,١ - (-٠,٧٧)^{٢}\,]}}$$

$$د = -٠,٧٧ \sqrt{\frac{٧١٥٦٧}{٥٧١\,[١ - ٠,٥٩]}}$$

$$د = -٠,٧٧ \sqrt{\frac{٧١٥٦٧}{٥٧١\,[٠,٤١]}}$$

$$د = -٠,٧٧ \sqrt{٣٠٥,٧٠}$$

$$د = -٠,٧٧ \times ١٧,٤٨$$

$$د = -١٣,٤٦$$

وعددياً فإن قيمة د أكبر من القيمة اللازمة للدلالة عند مستوى ٠,٠١ طبقاً لاختبار الذيلين .

ومن ثم نرفض الفرض الصفرى القائل أنه لاتوجد علاقة بين القلق ومفهوم الذات لدى الأطفال .

ونخلص إلى أن العلاقة عكسية بين القلق ومفهوم الذات .

ملاحظة (١) :

يعتمد معامل اقتران الرتب لجودمان وكروسكال على فكرة خفض الخطأ Proportional Reduction in Error ؛ فيقيس الخفض النسبى لخطأ التنبؤ بالرتب لمتغير تابع بمعلومية متغير مستقل رتبى ، ويرمز لهذا المعامل بالرمز γ كما قلنا

ويمكن تفسير قيمة معامل الاقتران لجودمان وكروسكال (γ) باستخدام مفهوم الخفض النسبى للخطأ كما يلى :

ففى مثالنا السابق (الخاص بالاتجاه نحو عمل المرأه والمستوى الاجتماعى) نقول إن الاتفاقات بين رتب كل من المتغيرين تزيد عن الاختلافات بنسبة ٦٣ ٪ ؛ لأن معامل جاما كان (ج = ٠,٦٣) مما يدل على اقتران متوسط أو أعلى قليلا .

ملاحظة (٢) :

من المهم أن نلفت نظر الباحث الى أنه قد يحصل أحيانا على اقتران تام بين متغيرين رتبيين باستخدام هذا المعامل أى + ١ أو −١ ، ومع هذا ربما لايكون فى

الواقع اقتران تام. وهذا هو أحد أوجه الضعف فى معامل جاما، كما يظهر فى الجدول التالى.

		التعليم	
		متوسط	عالٍ
الدخل	منخفض	٥٠	صفر
	مرتفع	صفر	٥٠

ملاحظة (٣):

ويجب أن يراعى الباحث أن تكون عينة البحث عشوائية عند الاستفادة من هذا الأسلوب، والتى يتحدد باستخدامها التكرارات المتعلقة برتب كل من المتغيرين.

٣- معاملات ارتباط كندال Kendal correlation coefficient :

ويهدف قياس العلاقة بين متغيرين، كليهما من النوع الرتبى، ويعتمد على فكرة معامل جاما نفسها، ويرمز له بالرمز Ta (تو أ) وتقرأ تاو ألف والقانون المستخدم لذلك على الصورة :

$$\text{تو أ} = \frac{ن_ق - ن_غ}{٠,٥ \; ن \, (ن - ١)}$$

حيث : تو أ معامل ارتباط كندال من النوع أ بحيث أن $-١ \leqslant$ تو أ $\leqslant ١$

$ن_ق$ ، $ن_غ$ كما هو فى حالة معامل جاما

كذلك ن جميع أفراد عينة الدراسة

مع مراعاة :

أنه فى حالة وجود قيم تتساوى لها الرتبة أو تتكرر، فإن قيمة المعامل لاتصل إلى الحد الأقصى أو ما نسميه الارتباط التام ± ١ .

ويعتبر هذا من المآخذ على الأسلوب السابق .

الدلالة الإحصائية لمعامل ارتباط كندال من النوع الأول :

للتحقق من الدلالة الإحصائية للقيمة الناتجة علينا أن نحسب قيمة د طبقاً للقانون:

$$د = \frac{ن_ق - ن_ع - ١}{\sqrt{\frac{ن (ن - ١) (٢ن + ٥)}{١٨}}}$$

وعلينا مقارنة قيمة د الناتجة بالقيمة الموضحة بالجدول التالى والخاصة بالتوزيع الاعتدالى .

مستوى الدلالة / اختبار	٠,٠٥	٠,٠١
ذيل واحد	± ١,٦٤٥	± ٢,٣٣
ذيلان	± ١,٩٦	± ٢,٥٨

مثال : فى دراسة للعلاقة بين المستوى التعليمى وعدد الأبناء جاءت البيانات ، كما هو موضح بالجدول التالى :

المؤهل / عدد الأبناء	منخفض	عادى	مرتفع
١٠ فأكثر	٥٥	٢٠٠	
٩ – ٥	٥٥	١٠٠	٢٠٠
أقل من ٥ أطفال		٥٥	٥٥

والمطلوب حساب معامل الارتباط ودلالته الإحصائية

الحل : $ن_ق$ = ٥٥ (١٠٠ + ٢٠٠ + ٥٥ + ٥٥) + ٢٠٠ (٢٠٠ + ٥٥)

+ ٥٥ (٥٥ + ٥٥) + ١٠٠ (٥٥)

$ن_ق$ = ٨٥١٠٠

$ن_ع$ = ٢٠٠ (٥٥) + ٢٠٠ (٥) = ٢٢٠٠٠

بما أن $\text{تو أ} = \dfrac{\text{ن}_{\text{ق}} - \text{ن}_{\text{خ}}}{\text{٠,٥ ن (ن − ١)}}$

$$\text{تو أ} = \dfrac{\text{٨٥١٠٠} - \text{٢٢٠٠٠}}{\text{٠,٥} \times \text{٧٢٠ [٧٢٠ − ١]}}$$

$$\text{تو أ} = \dfrac{\text{٦٣١٠٠}}{\text{٣٦٠ [٧١٩]}}$$

$$\text{تو أ} = \text{٠,٢٤}$$

أى إن قيمة معامل الارتباط ٠,٢٤

وللتحقق من الدلالة الإحصائية للقيمة السابقة ، علينا أن نحسب القيمة د :

$$\text{د} = \dfrac{\text{ن}_{\text{ق}} - \text{ن}_{\text{خ}} - \text{١}}{\sqrt{\dfrac{\text{ن (ن − ١) (٢ن + ٥)}}{\text{١٨}}}}$$

$$\text{د} = \dfrac{\text{٨٥١٠٠} - \text{٢٢٠٠٠} - \text{١}}{\sqrt{\dfrac{\text{٧٢٠ (٧٢٠ − ١) (٢} \times \text{٧٢٠ + ٥)}}{\text{١٨}}}}$$

$$\text{د} = \dfrac{\text{٦٣١٠٠} - \text{١}}{\sqrt{\dfrac{\text{٧٢٠} \times \text{٧١٩ [١٤٤٠ + ٥]}}{\text{١٨}}}}$$

$$\text{د} = \dfrac{\text{٦٣٠٩٩}}{\sqrt{\dfrac{\text{٧٢٠} \times \text{٧١٩} \times \text{١٤٤٥}}{\text{١٨}}}}$$

$$\text{د} = \dfrac{\text{٦٣٠٩٩}}{\sqrt{\text{٤١٥٥٨٢٠٠}}}$$

$$\text{د} = \dfrac{\text{٦٣٠٩٩}}{\text{٦٤٤٦,٥٦}} \qquad \text{د} = \text{٩,٧٩}$$

وهي قيمة أكبر من ٢,٣٣ اللازمة للدلالة عند مستوى ٠,٠١ في اختبار الذيل الواحد .

ويمكن تلخيص النتائج في جدول على النحو التالي:

المتغيرات	حجم العينة	معامل كندل تو	قيمة د	مستوى الدلالة
المستوى التعليمي عدد الأبناء	٧٢٠	٠,٢٤	٩,٧٩	٠,٠١

ومن ثم فهناك علاقة موجبة بين المستوى التعليمي وعدد الأبناء في الأسرة ، وذلك في ضوء هذه العينة وإن كان من المتوقع نتيجة عكسية تماماً .

ونظراً لأن هناك أكثر من قيمة يصبح لها الرتبة نفسها مما يجعل قيمة المعامل تو أ لاتصل إلى الحد الأقصى ± ١ .

لذلك تم إجراء تعديل وأصبح لدينا معامل آخر لكندال أطلق عليه (توب) (وتقرأ تاو باء) .

والقانون المستخدم لذلك على الصورة :

$$\text{توب} = \frac{\text{ن}_{\text{ق}} - \text{ن}_{\text{خ}}}{\sqrt{[\text{ن} + \text{ن}_{\text{ق}} + \text{مجـ ك}_{٢}]\,[\text{ن} + \text{ن}_{\text{خ}} + \text{مجـ ك}_{١}]}}$$

حيث تو ب : معامل ارتباط كندال من النوع ب بحيث إن −١ ≤ تو ب ≤ ١

$\text{ن}_{\text{ق}}$ ، $\text{ن}_{\text{خ}}$: كما هو الحال في جاما وتو أ

كذلك ن : عدد أفراد عينة الدراسة

$\text{مجـ ك}_{١}$: مجموع نواتج معالجة كل خلية من خلايا الصفوف في جدول البيانات طبقاً للقانون .

تكرار خلية الصف × [مجموع تكرارات الخلايا التالية لها في ذلك الصف].

$\text{مجـ ك}_{٢}$: مجموع نواتج معالجة كل خلية من خلايا الأعمدة في جدول البيانات طبقا للقانون .

تكرارا خلية العمود × [مجموع تكرارات الخلايا التالية لها في ذلك العمود].

الدلالة الإحصائية لمعامل ارتباط كندال من النوع الثاني :

علينا أن نحسب قيمة د طبقاً للقانون :

$$د = \frac{ت و ب}{\sqrt{\frac{٤ (عدد الصفوف + ١) \times (عدد الاعمدة + ١)}{٩ ن \times (عدد الصفوف) \times (عدد الأعمدة)}}}$$

ونقارنها بالقيم المتعارف عليها من التوزيع الطبيعى بطريقة الأسلوب السابق نفسها.

مثال : بالعودة إلى مثال القلق وعلاقته بمفهوم الذات السابق .

لقد حصلنا على $ن_{ق} = ٨٠٧٨$

$ن_{غ} = ٦٣٤٨٩$

$ن = ٥٧١$

ولتعيين مجـ ك١ ، مجـ ك٢ كى يمكن استخدام ت و ب

نسير كما يلى :

مجـ ك١ = ١ [٥ + ٤٩] + ٥ [٤٩] + ٤٩ [صفر]

+ ٢ [١٢ + ١٧٨] + ١٢ [١٧٨] + ١٧٨ [صفر]

+ ٧ [٧٣ + ٩٦] + ٧٣ [٩٦] + ٩٦ [صفر]

+ ١٨ [٥٧ + ٢٠] + ٥٧ [٢٠] + ٢٠ [صفر]

+ ٢٩ [١٣ + ١١] + ١٣ [١١] + ١١ [صفر]

مجـ ك١ = ٥٤ + ٢٤٥ + ٣٨٠ + ٢١٣٦ + ١١٨٣ + ٧٠٠٨

+ ١٣٨٦ + ١١٤٠ + ٦٩٦ + ١٤٣ = ١٤٣٧١

مجـ ك٢ = ١ [٢ + ٧ + ١٨ + ٢٩] + ٢ [٧ + ١٨ + ٢٩]

+ ٧ [١٨ + ٢٩] + ١٨ [٢٩]

+ ٥ [١٢ + ٧٣ + ٥٧ + ١٣] + ١٢ [٧٣ + ٥٧ + ١٣] + ٧٣ [٥٧ + ١٣]

+ ٥٧ [١٣]

+ ٤٩ [١٧٨ + ٩٦ + ٢٠ + ١١] + ١٧٨ [٩٦ + ٢٠ + ١١] + ٩٦ [٢٠ + ١١]

+ ٢٠ [١١]

مجـ ك٢ = ٥٦ + ١٠٨ + ٣٢٩ + ٥٢٢

+ ٧٧٥ + ١٧١٦ + ٥١١٠ + ٧٤١

+ ١٤٩٤٥ + ٢٢٦٠٦ + ٢٩٧٦ + ٢٢٠

= ٥٠١٠٤

بما أن توب = (نق − نق) ÷ √[ن + نق + مجـ ك٢] [ن + نخ + مجـ ك١]

توب = (٨٠٧٨ − ٦٣٤٨٩) ÷ √[٧٥١ + ٨٠٧٨ + ٥٠١٠٤] [٥٧١ + ٦٣٤٨٩ + ١٤٣٧١]

توب = −٥٥٤١١ ÷ √[٥٨٧٥٣] [٧٨٤٣١]

توب = −٥٥٤١١ ÷ ٦٧٨٨٢,٦٧

= − ٠,٨٢

وعلينا الآن أن نحـول توب = − ٠,٨٢ إلى د ، وبمراجـعـة جـدول بيـانات القلق ومفهوم الذات لمعرفة عدد الأعمدة وعدد الصفوف .

د = توب ÷ √[٤ (عدد الصفوف + ١) × (عدد الأعمدة + ١) ÷ ٩ × ن (عدد الصفوف) × (عدد الأعمدة)]

د = −٠,٨٢ ÷ √[٤ (٥ + ١) × (٣ + ١) ÷ ٩ × ٥٧١ × ٥ × ٣]

$$د = \frac{-٠,٨٢}{\sqrt{\frac{٢٤ \times ٤}{٧٧٠٨٥}}}$$

$$د = \frac{-٠,٨٢}{٠,٠٤}$$

$$د = -٢٠,٥٠$$

وهى قيمة أكبر من القيمة اللازمة للدلالة الإحصائية عند مستوى ٠,٠١ طبقاً لاختبار الذيل الواحد .

وعندما يكون عدد الأعمدة لايساوى عدد الصفوف لايجب اتباع القانون السابق ، كما سبق أن اتبعناه فقط على سبيل إجراء العمليات الحسابية، بل يوجد ما يسمى قانون كندال من النوع الثالث tc (تو حـ)

وقانونه على الصورة :

$$تو حـ = \frac{٢ ع [ن_ق - ن_ع]}{ن^٢ [ع - ١]}$$

حيث ع عدد الأعمدة أو الصفوف الأقل (الأصغر) .

ففى المثال السابق نضع ع = ٣ ويمكنك تعيين تو حـ بعد ذلك .

الدلالة الإحصائية لمعامل ارتباط كندال من النوع الثالث :

علينا أن نحسب د بالطريقة المتبعة نفسها مع تو ب .

مثال : فى دراسة عن علاقة الانضباط فى العمل بالسعادة ، جاءت البيانات كما هو موضح بالجدول التالى :

الانضباط / السعادة	منضبط	غير منضبط
سعيد جداً	٢٢١	٣٠٠
سعيد لحد ما	٢٥١	٥٠٠
غير سعيد	٦٥	٨٠

تحقق من صحة الفرض القائل «لاتوجد علاقة بين الانضباط فى العمل والسعادة»

الحـــل : من إجراء الحسابات سوف نصل إلى أن :

$ن_{ق} = ١٥٧٣٠٠$

$ن_{خ} = ١٥٦٢٦٠$

$ن = ١٥١٧$

بما أن عدد الأعمدة هو الأقل لذلك ع = ٢

$$بما أن تو حـ = \frac{٢ ع \left[ن_{ق} - ن_{خ}\right]}{ن^{٢} \left[ع - ١\right]}$$

$$= \frac{٢ \times ٢ \left[١٥٧٣٠٠ - ١٥٦٢٦٠ \right]}{(١٥١٧)^{٢} \left[٢ - ١ \right]}$$

$$= ٠,٠٠١٨$$

وللتحقق من الدلالة الإحصائية نحول تو حـ إلى د

$$د = \frac{تو حـ}{\sqrt{\frac{٤ \text{ (عدد الأعمدة + ١) (عدد الصفوف + ١)}}{٩ ن \times \text{(عدد الصفوف)} \times \text{(عدد الأعمدة)}}}}$$

$$د = \frac{٠,٠٠١٨}{\sqrt{\frac{٤ (٣ + ١)(٢ + ١)}{٩ \times ١٥١٧ \times ٣ \times ٢}}}$$

$$د = ٠,٠٨$$

وهي قيمة أقل من القيمة ١,٦٤٥ اللازمة للدلالة الإحصائية عند مستوى ٠,٠٥ في اختبار الذيل الواحد .

وبالتالي نقبل الفرض القائل أنه لاتوجد علاقة بين الانضباط في العمل والسعادة .

٤- معامل اتفاق كندال

Kendall coefficient of concordance (W)

قد تحتاج إلى حساب الارتباط بين أكثر من ترتيبين كما سبق فى حالة معامل ارتباط سبيرمان للرتب . وقد يتجه البعض لحساب ارتباط رتب المتغير الأول برتب المتغير الثانى ، ثم ارتباط رتب المتغير الأول برتب المتغير الثالث ، ثم ارتباط رتب المتغير الأول برتب المتغير الرابع ..... ثم ارتباط رتب المتغير الثانى برتب المتغير الثالث ، ثم ارتباط رتب المتغير الثانى برتب المتغير الرابع ..... وهكذا، على أن يتم تعيين متوسط معاملات الارتباط الناتجة . وهذا الأمر بالطبع يحتاج لمزيد من الجهد فى المعالجات الحسابية فضلاً عن الوقت .

ونفترض مثلاً أننا عرضنا عدداً من الطلاب على مجموعة من المحكمين ، وقد طلب من كل محكم ترتيب هؤلاء الطلاب فى ظاهرة (متغير) مثل التفكير الابتكارى على اعتبار أن المحكمين يعرفون الطلبة معرفة جيدة . أو نفرض أننا عرضنا مجموعة من البنود أو الاختبارات التى تقيس سمة القلق مثلاً على مجموعة من المحكمين ، بهدف الكشف عن أى البنود أو الاختبارات تأتى فى المقدمة أو أفضل من غيرها وهل يتفق المحكمون فى ذلك علماً بأن هؤلاء المحكمين من الخبراء فى مجال القياس النفسى .

فى مثل هذه الحالات يوجد معامل يسهل مثل هذه الإجراءات ، وهذا المعامل يعرف بمعامل اتفاق كندال .

وقانونه على الصورة :

$$ر = \frac{٢}{م^{٢}} \times \frac{٦ \text{ مجـ } ف^{٢}}{ن\,(ن^{٢} - ١)}$$

حيث م : عدد المحكمين .

ن : حجم العينة (عدد المحكوم عليهم بنوداً كانت أم أفراداً ......)

ف^{٢} : مربعات فروق مجموع رتب كل فرد عن المتوسط العام لمجموع الترتيبات.

لذلك فالأمر يتطلب :

(أ) وضع الجمل أو البنود أو الاختبارات أو الطلاب فى العمود الأول مثلاً، ثم يضع كل محكم رتبة لكل جملة أو بند ... وذلك بحسب عدد الجمل أو البنود .

بحيث نضع الرتبة ١ للبند الأول (الأفضل) فى قياس الظاهرة مثلاً

ونضع الرتبة ٢ للبند الثانى فى قياس الظاهرة مثلاً

ونضع الرتبة ٣ للبند الثالث فى قياس الظاهرة مثلاً

(ب) ويتم وضع هذه الرتب لجميع البنود من قبل كل محكم أو خبير . بعد ذلك علينا أن نحسب مجموع الرتب التى حصل عليها كل بند .

(جـ) علينا أن نجمع مجموع الرتب لكل البنود ، وذلك كما يظهر فى المثال القادم ونقسم الناتج على عدد البنود موضع التحكيم ، وبذلك نحصل على متوسط الرتب.

(د) يطرح متوسط الرتب السابق من مجموع الرتب لكل بند ، فنحصل بذلك على العمود الذى رمزنا له بالرمز « ف » وعلينا بتربيع تلك القيم كما يظهر فى العمود ف^{٢} فى المثال القادم، ثم نجمع ف^{٢} ونطبق قانون معامل اتفاق كندال .

مثال : هل هناك ارتباط بين ترتيبات المحكمين الخمسة من حيث ترتيب هؤلاء الطلاب الأربعة فى الابتكارية .

الطلبه	المحكمون				
	الأول	الثاني	الثالث	الرابع	الخامس
عمرو	٤	٤	٤	١	٤
هشام	٢	١	٣	٢	٣
داليا	٣	٢	١	٣	٢
ميرام	١	٢	٢	٤	١

الحـــــل :

الطلاب	المحكمـــــون					مجموع رتب كل طالب	ف	ف٢
	الأول	الثاني	الثالث	الرابع	الخامس			
عمرو	٤	٤	٤	١	٤	١٧	٤,٥	٢٠,٢٥
هشام	٢	١	٣	٢	٣	١١	-١,٥	٢,٢٥
داليا	٣	٣	١	٤	٢	١٣	٠,٥	٠,٢٥
ميرام	١	٢	٢	٣	١	٩	-٣,٥	١٢,١٥
						٥٠		مجـ ف٢ = ٣٥

متوسط مجموع رتب كل فرد = $\frac{٥٠}{٤}$ = ١٢,٥

وللحصول على ف نطرح ١٢,٥ من مجموع رتب كل طالب أو العكس

بما أن $ر = \frac{٢}{م^{٢}} \times \frac{٦ \text{ مجـ ف}^{٢}}{ن(ن^{٢} - ١)}$

$$ر = \frac{٢}{(٥)^{٢}} \times \frac{٦ \times ٣٥}{٤(١٦ - ١)}$$

$$ر = \frac{٢}{٢٥} \times \frac{٢١٠}{٤ \times ١٥}$$

$$= \frac{٢}{٢٥} \times \frac{٢١٠}{٦٠} = \frac{٤٢٠}{١٥٠٠}$$

$$= ٠,٢٨$$

ملاحظة : تتراوح قيمة معامل اتفاق كندال بين صفر وواحد ، والقيمة ١ تدل على الاتفاق التام بين المحكمين والقيمة صفر تدل على عدم الاتفاق نهائيا .

وكلما اقتربت القيمة من ١ فإن ذلك يشير إلى قوة الاتفاق .

مثال : هل يوجد اتفاق قوى بين تقديرات المحكمين التاليين من بين خبراء علم النفس حول ترتيب ثلاثة بنود لقياس القلق كسمة .

البنود	المحكمون				
	الأول	الثاني	الثالث	الرابع	الخامس
(أ)	١	٢	١	١	١
(ب)	٣	١	٢	٣	٣
(جـ)	٢	٣	٣	٢	٢

الحـــل :

البنود	المحكمون					مجموع رتب كل بند	ف	$ف^2$
	الأول	الثاني	الثالث	الرابع	الخامس			
(أ)	١	٢	١	١	١	٦	٤	١٦
(ب)	٣	١	٢	٣	٣	١٢	٢-	٤
(جـ)	٢	٣	٣	٢	٢	١٢	٢-	٤
						٣٠		مجـ $ف^2$ = ٢٤

متوسط مجموع رتب كل بند = $\frac{٣٠}{٣}$ = ١٠

بما أن : $ر = \frac{٢}{م^2} \times \frac{٦ \text{ مجـ } ف^2}{ن(ن^2 - ١)}$

$ر = \frac{٢}{(٥)^2} \times \frac{٦ \times ٢٤}{٣(٩ - ١)}$

$ر = \frac{٢}{٢٥} \times \frac{١٤٤}{٢٤}$

$ر = \frac{١٢}{٢٥}$ ر = ٠,٤٨ تقريباً ر = ٠,٥

الدلالة الإحصائية لمعامل اتفاق كندال (W)

لتقدير الدلالة الإحصائية للمعامل المحسوب نستخدم قانوناً على الصورة :

$$ف = \frac{ر(م - ١)}{١ - ر}$$

والقيمة الناتجة نقارنها بجدول « ف » الموضح بالملاحق عند درجات حرية

للبسط : عدد المحكمين – ١

للمقام : عدد المحكوم عليهم – ١

فإذا كانت القيمة الناتجة من القانون السابق أكبر من أو تساوى قيمة « ف » الجدولية ، قيل إن معامل اتفاق كندال دال إحصائياً .

وإذا كانت القيمة الناتجة من القانون السابق أقل من القيمة « ف » الجدولية ، قيل إن معامل اتفاق كندال غير دال إحصائياً .

وعلى هذا فبخصوص المثال الأول كانت قيمة ر = ٠,٢٨ وعدد المحكمين (٥) وعدد المحكوم عليهم (٤ طلاب) فبالدخول إلى جدول « ف » بدرجات حرية (٤ ، ٣) نجد أن القيم الجدولية

عند مستوى ٠,٠٥ هى ٩,١٢

وعند مستوى ٠,٠١ هى ٢٨,٧١

وبحساب قيمة « ف » من القانون الموضح سابقاً نجد أن

$$ف = \frac{ر(م - ١)}{١ - ر}$$

$$ف = \frac{٠,٢٨ (٥ - ١)}{١ - ٠,٢٨}$$

$$ف = \frac{٠,٢٨ \times ٤}{٠,٧٢}$$

$$ف = ١,٥٦$$

وعلى هذا فالقيمة المحسوبة = ١,٥٦ أقل من القيمة الجدولية اللازمة للدلالة الإحصائية.

ومن ثم فلا توجد علاقة بين ترتيبات الحكام، ولا يمكن القول بأن ترتيباتهم للطلاب وثيقة الصلة، بمعنى أنهم مختلفون فى ترتيب الطلاب بالنسبة للابتكارية التى يتميزون بها.

وإذا عدنا للمثال الثانى كانت قيمة ر = ٠,٤٨ وعدد المحكمين (٥) وعدد المحكوم عليهم (٣ بنود)، فبالدخول إلى جدول «ف» بدرجات حرية (٤ ، ٢) نجد أن القيم الجدولية :

عند مستوى ٠,٠٥ هى ١٩,٢٥

عند مستوى ٠,٠١ هى ٩٩,٢٥

وبحساب قيمة «ف» من القانون السابق نفسه :

$$ف = \frac{ر(م-١)}{١-ر}$$

$$ف = \frac{٠,٤٨(٥-١)}{١-٠,٤٨}$$

$$ف = \frac{٠,٤٨\times٤}{٠,٥٢}$$

$$ف = ٣,٦٩$$

وهى قيمة أقل من القيمة الجدولية اللازمة للدلالة الإحصائية عند مستوى ٠,٠٥ على الأقل.

ويمكن تلخيص النتائج فى جدول على النحو التالى :

المتغيرات	العدد	معامل اتفاق كندال W	ف	درجات الحرية	مستوى الدلالة
المحكمون	٥	٠,٤٨	٣,٦٩	٤	غير دال
البنود	٣			٢	

وبالتالى فلا يوجد اتفاق جوهرى بين آراء المحكمين على ترتيبات البنود .

ملاحظة : وهناك علاقة تربط بين معامل ارتباط سبيرمان ومعامل اتفاق كندال على الصورة :

$$\bar{س}_م = \frac{ر - ١}{م - ١}$$

حيث $\bar{س}_م$: متوسط معاملات ارتباط سبيرمان التى يمكن حسابها بين كل مجموعتين.

ر : معامل اتفاق كندال .

م : عدد المحكمين

وفى حالة م = ٢

تصبح العلاقة $\bar{س}_م$ = ٢ ر − ١

وعندما ر = صفر فإن $\bar{س}_م$ = − ١

وعندما ر = ٠,٥ فإن $\bar{س}_م$ = صفر

وعندما ر = ١ فإن $\bar{س}_م$ = ١

٥- معامل اتساق كندال Kendall's Coefficient of consistence

إذا كانت البيانات التى يتم جمعها من محكم مثلاً مرتبة فى صورة أزواج، كل زوج مرتب عنصريه إلى أفضل وأقل تفضيل تبعاً لمحك ما نسمى ذلك الأمر بالمقارنات الثنائية أو مقارنات الأزواج Paired comparisons .

فإذا فرضنا أن لدينا ثلاثة برامج أ ، ب ، ج عرضت على أحد المحكمين ، ففضل البرنامج أ على البرنامج ب وكذلك فضل البرنامج ب على البرنامج ج .

ولكي يكون هناك اتساق في حكمه ، يجب أن يفضل البرنامج أ على البرنامج ج، أما إذا قال إن البرنامج ج أفضل من البرنامج أ ، فإنه يكون غير متسق مع نفسه. وكلما زاد عدم الاتساق قلت الثقة في معنى الرتب التي يقدرها ذلك المحكم، ويقال إن ثلاثية التفضيل للمحكم غير متسقة Inconsistent Tried.

وإذا توافر لدينا عدد من المقارنات الثنائية أو مقارنات الأزواج، فإنه بالإمكان إيجاد عدد الثلاثيات غير المتسقة ، والاستفادة منها في الكشف عن معامل لاتساق هذه الأحكام.

وفي هذه الحالة يوجد معامل يسهل تلك الإجراءات ، يرمز له بالرمز k يسمى معامل اتساق كندال وقانونه على الصورة :

$$k = ٢ \times \frac{٦ \text{ مجـ ف}^{٢}}{\text{ن} (\text{ن}^{٢} - ١)} \quad \text{عندما تكون ن فردية}$$

$$\text{أو } k = ٢ \times \frac{٦ \text{ مجـ ف}^{٢} - ٣ \text{ ن}}{\text{ن} (\text{ن}^{٢} - ٤)} \quad \text{عندما تكون ن زوجية}$$

حيث ن : عدد العناصر المحكوم عليها

$ف^{٢}$: مربعات فروق مجموع رتب العنصر عند المتوسط العام لمجموع الترتيبات .

ولذلك فالأمر يتطلب الخطوات التالية :

١ – تقدير أفضلية عنصر الزوج موضع المقارنة بوضع القيمة ١ إذا فضلنا البرنامج الأول على البرنامج الثاني ، وذلك في الخلية الناتجة من تقاطع صف البرنامج الأول مع عمود البرنامج الثاني فوق القطر الرئيسي للجدول ، ووضع صفر في الخلية الناتجة من تقاطع عمود البرنامج الأول مع صف البرنامج الثاني تحت القطر الرئيسي للجدول .

البرنامج	الأول	الثانى	الثالث
الأول		١	
الثانى	صفر		
الثالث			القطر

ويتم اتباع ذلك بالنسبة لجميع عناصر الأزواج . ويلاحظ أنه فى حالة اتساق المحكم فإن كل قيمة من القيم الواقعة على أحد جانبى القطر تكون مساوية للواحد.

وكل قيمة من القيم الواقعة على الجانب الآخر للقطر تكون مساوية صفراً.

٢ – تجمع القيم التى ظهرت فى كل صف (مجموع رتب كل صف) .

٣ – تجمع القيم التى ظهرت من جمع كل صف ويوجد المتوسط العام لمجموع الترتيبات فى الصفوف .

$$\text{المتوسط العام للترتيبات فى الصف} = \frac{\text{مجموع رتب الصفوف}}{\text{عدد الصفوف}}$$

٤ – نوجد الفرق بين مجموع رتب كل صف والمتوسط العام ، ونرمز له بالرمز ف ثم يتم تربيع كل قيمة ناتجة أى ف^{٢} .

٥– نوجد قيمة مجـ ف^{٢} ونطبق واحدة من صور قانون معامل اتساق كندال التى سبق عرضها طبقاً لكون (ن) فردية أو زوجية .

مثال : على فرض وجود تسعة كتب لرياضيات أطفال ما قبل المدرسة ، وقد تم عرضها على محكم ، وتم تفريغ البيانات كما بالجدول التالى :

الكتاب	الأول	الثاني	الثالث	الرابع	الخامس	السادس	السابع	الثامن	التاسع	مجموع رتب كل كتاب	ف	ف٢
الأول		صفر	١	صفر	١	١	١	صفر	١	٥	١	١
الثاني	١		١	١	١	١	صفر	١	١	٧	٣	٩
الثالث	صفر	صفر		صفر	صفر	١	١	١	١	٤	صفر	صفر
الرابع	١	صفر	١		١	١	١	١	١	٧	٣	١
الخامس	صفر	صفر	١	صفر		١	١	١	صفر	٤	صفر	صفر
السادس	صفر	صفر	صفر	صفر	صفر		١	١	١	٣	١-	١
السابع	صفر	١	صفر	صفر	صفر	صفر		١	١	٣	١-	١
الثامن	١	صفر	صفر	صفر	صفر	صفر	صفر		صفر	١	٣-	٩
التاسع	صفر	صفر	صفر	صفر	١	صفر	صفر	١		٢	٢-	٤
										المجموع ٢٦ / القطر		مجـ ف٢ = ٢٤

$$\text{المتوسط العام} = \frac{٣٦}{٩} = ٤$$

ويلاحظ أن ن = ٩ فردى

إذاً

$$k = ٢ \times \frac{٦ \text{ مج ف}^{٢}}{\text{ن} (\text{ن}^{٢} - ١)}$$

$$= ٢ \times \frac{٦ \times ٣٤}{٩ (٨١ - ١)}$$

$$= ٢ \times \frac{٢٤٠}{٧٢٠}$$

$$= \frac{٤٠٨}{٧٢٠} = ٠,٥٧$$

أى أن هناك اتساقاً بين أكثر من نصف عدد المقارنات الثنائية بين الكتب .

ملاحظة : (١)

قيمة k تنحصر بين صفر ، ١

صفر $\leqslant k \leqslant$ ١

وعندما k = صفر نكون وصلنا إلى أعلى قيمة لعدم الاتساق ، وهنا نقول إن أنماط الاستجابات عشوائية .

وعندما k = ١ يكون هناك اتساق تام بين الأزواج من حيث ترتيباتها.

ملاحظة : (٢)

إذا حصلنا على k = ٠,٢٥ ، فإن معنى ذلك أن هناك اتساقاً بين ربع عدد هذه العلاقات، ولايوجد اتساق بين الثلاثة أرباع الباقية .

٦- معامل سومر Somer's dyx للاقتران الرتبي

لاحظنا فيما سبق أن معامل ارتباط الرتب لسبيرمان وكذا معامل كندال لايميزان بين المتغير المستقل والمتغير التابع. وربما أراد باحث معرفة القيمة التنبؤية لواحد من المتغيرين حينما يكونان من المستوى الرتبى، وأمكن تصنيفهما فى جدول مزدوج Cross - Tabulated Data. أى أن الباحث هنا لايريد معرفة الارتباط بين المتغيرين فقط، بل يريد معرفة أى المتغيرين يمكن استخدامه فى التنبؤ بدرجة أفضل بالمتغير الآخر. ولهذه المعالجة اقترح سومر معاملًا لاقتران الرتب، رمز له بالرمز d_{yx} وهو معامل متماثل يحب من القانونين:

$$d_{yx} = \frac{\sum ك_{ت} - \sum ك_{خ}}{\sum ك_{ت} + \sum ك_{خ} + ك_{ص}}$$

وذلك إذا اردنا أن نتنبئ بالمتغير ص إذا علمنا المتغير س؛ أى إذا اردنا أن يكون س منبئاً بـ ص

$$d_{xy} = \frac{\sum ك_{ت} - \sum ك_{خ}}{\sum ك_{ت} + \sum ك_{خ} + ك_{س}}$$

وذلك إذا اردنا أن نتنبئ بالمتغير س إذا علمنا المتغير ص؛ أى إذا أردنا أن يكون ص منبئاً بـ س

حيث $ك_{ت}$: تكرار الاتفاقات بين الرتب

$ك_{خ}$: تكرار الاختلافات بين الرتب

$ك_{س}$: أزواج الدرجات المكررة فى المتغير س

$ك_{ص}$: أزواج الدرجات المكررة فى المتغير ص

ونفرض أن البيانات للمتغيرين س، ص امكن تصنيفهما فى الجدول التالى:

		المتغير س		
		منخفض	متوسط	مرتفع
المتغير ص	منخفض	أ	ب	جـ
	متوسط	د	هـ	و
	مرتفع	ل	ك	ى

فإن علينا حساب ما يلى ، كما كنا نحسب فى معامل كندال

مجـ ك$_{ت}$ = أ [هـ + و + ك + ى] + ب [و + ى]

+ د [ك + ى]   + هـ [ى]

مجـ ك$_{خ}$ = جـ [د + هـ + ل + ك] + ب [د + ل]

+ و [ل + ك]   + هـ [ل]

ك$_{س}$ = أ [د + ل] + د [ل]

+ ب [هـ + ك] + هـ [ك]

+ جـ [و + ى] + و [ى]

ك$_{ص}$ = أ [ب + جـ] + ب [جـ]

+ د [هـ + و] + هـ [و]

+ ل [ك + ى] + ك [ى]

ثم نعوض بالقيم السابقة فى إحدى الصورتين لقانون سومر على حسب غرض الباحث .

مثال : أراد باحث أن يتعرف الاقتران بين المستوى التعليمى والمستوى الاقتصادى لمجموعة من الموظفين بالدولة ، محاولا التحقق أيضا من القيمة التنبؤية للرتب المتعلقة بأحد المتغيرين من الرتب المتعلقة بالمتغير الآخر، وجاءت البيانات التى جمعها كما يوضحها جدول الاقتران التالى :

ص : المستوى التعليمى		س : المستوى الاقتصادى		
		منخفض	متوسط	مرتفع
	جامعى	٢٤	٤٠	٣٢
	ثانوى	١٦	٤٨	٤٨
	إعدادى	٨	٣٢	٦٠

الحـــل :

عندما نريد التنبؤ بالمستوى التعليمى إذا علمنا المستوى الاقتصادى أى نريد d_{yx}

مجـ كت = ٢٤ [٤٨ + ٤٨ + ٣٢ + ٦٠] + ٤٠ [٤٨ + ٦٠]

+ ١٦ [٣٢ + ٦٠]   + ٤٨ [٦٠]

= ٢٤ [١٨٨] + ٤٠ [١٠٨] + ١٦ [٩٢] + ٤٨ [٦٠]

= ٤٥١٢ + ٤٣٢٠ + ١٤٧٢ + ٢٨٨٠

= ١٣١٨٤

مجـ كخ = ٣٢ [١٦ + ٤٨ + ٨ + ٣٢] + ٤٠ [١٦ + ٨]

+ ٤٨ [٨ + ٣٢]   + ٤٨ [٨]

= ٣٢ [١٠٤] + ٤٠ [٢٤] + ٤٨ [٤٠] + ٤٨ [٨]

= ٣٣٢٨ + ٩٦٠ + ١٩٢٠ + ٣٨٤

= ٦٥٩٢

كص = ٢٤ [٤٠ + ٣٢] + ٤٠ [٣٢] + ١٦ [٤٨ + ٤٨]

+ ٤٨ [٤٨] + ١٦ [٣٢ + ٦٠] + ٣٢ [٦٠]

= ٩٥٠٤

وبما أن

$$d_{y\,x} = \frac{١٣١٨٤ - ٦٥٩٢}{١٣١٨٤ + ٦٥٩٢ + ٩٥٠٤}$$

$$= \frac{٦٥٩٢}{٢٩٢٨٠} = ٠,٢٣$$

وإذا اردنا التنبؤ بالمستوى الاقتصادى إذا علمنا المستوى التعليمى ، كان القانون الآخر، وعلينا أن نحسب $ك_{س}$.

$ك_{س}$ = ٢٤ [١٦ + ٨] + ١٦ [٨] + ٤٠ [٤٨ + ٣٢]

+ ٤٨ [٣٢] + ٣٢ [٤٨ + ٦٠] + ٤٨ [٦٠] = ١١٧٧٦

وبما أن

$$d_{x\,y} = \frac{١٣١٨٤ - ٦٥٩٢}{١٣١٨٤ + ٦٥٩٢ + ١١٧٧٦}$$

$$= \frac{٦٥٩٢}{٣١٥٥٢} = ٠,٢١$$

ويلاحظ أن قيمة معامل الاقتران $d_{x\,y}$ تساوى تقريبا $d_{y\,x}$ أى إن القيمة التنبؤية لكل من المتغيرين بالآخر تكاد تكون متقاربة ، وعموما يمكننا القول أن التنبؤ بالمستوى التعليمى بمعلومية المستوى الاقتصادى أفضل قليلا من التنبؤ بالمستوى الاقتصادى بمعلومية المستوى التعليمى .

ثانياً : أساليب ارتباطية
بين متغيرين
أحدهما رتبي والآخر اسمي

١- معامل الارتباط الثنائي للرتب (معامل كوريتون)

Rank biserial (Coreton coefficient)

إذا توفرت بيانات عن متغيرين أحدهما رتبى (مثل المستوى الثقافى) والآخر اسمى (ثنائى) مثل الجنس (ذكر - أنثى) أو المستوى الحضارى (ريفى - حضرى) .

وكان المطلوب قياس الارتباط الثنائى للرتب أو معامل كوريتون.

وإذا رمزنا للمستوى الحضارى بالرمز س ، والمستوى الثقافى بالرمز ص ، وعلى اعتبار أن المستوى الحضارى ينقسم إلى ريفى وحضرى والمستوى الثقافى له ترتيبات من ١ إلى ١٠ بحيث تشير الرتبة الأكبر إلى مستوى ثقافى أعلى ، فإن إيجاد الارتباط بين هذين المتغيرين يعطى بالقانون :

$$ر = \frac{٢}{ن}\left[\overline{ص_١} - \overline{ص_٢}\right]$$

حيث $\overline{ص_١}$: متوسط رتب المستوى الثقافى للأفراد الذين كانوا من الريف .

$\overline{ص_٢}$: متوسط رتب المستوى الثقافى للأفراد الذين كانوا من الحضر .

ن : عدد أفراد العينة .

الدلالة الإحصائية لمعامل الارتباط الثنائي للرتب :

تتم معالجة الأمر طبقاً لمعادلة على الصورة

$$Z = ر \times ط ن \times \sqrt{\frac{ن}{ن_١ ن_٢}}$$

بذلك تتحول قيمة معامل الارتباط إلى Z

التى تكون قيمها الحرجة للرفض أو القبول كما هو معروف .

عند مستوى ٠,٠٥ هى ±١,٩٦

عند مستوى ٠,٠١ هى ±٢,٥٨

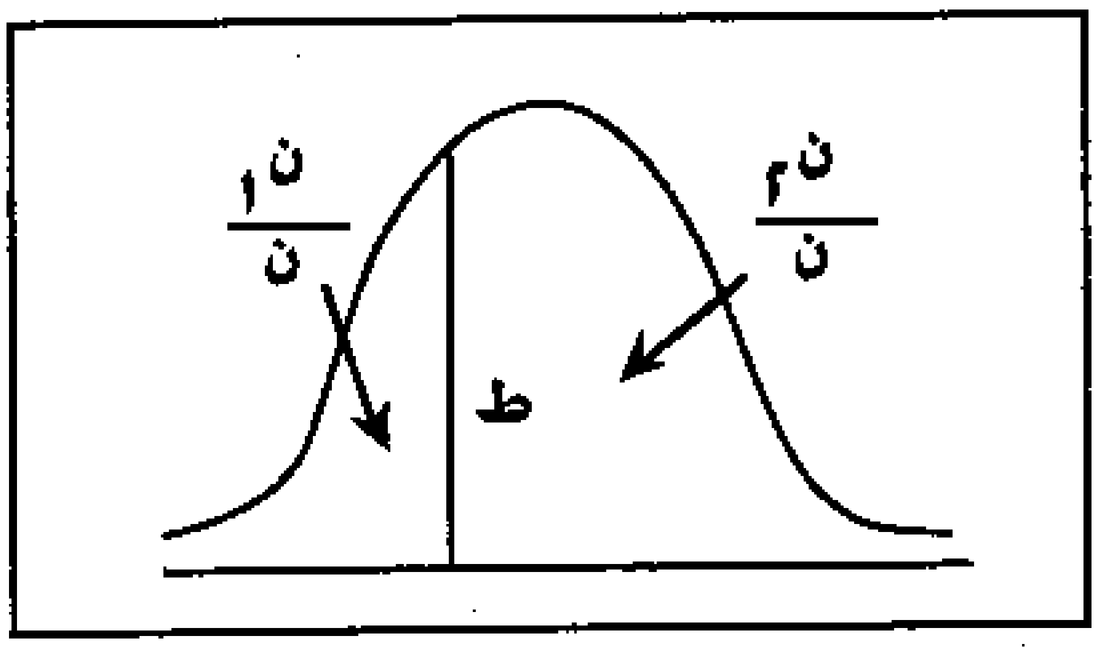
علماً بأن ر : معامل الارتباط الثنائى للرتب .

$ن_١$: عدد الأفراد الذين كانوا من الريف .

$ن_٢$: عدد الأفراد الذين كانوا من الحضر .

ن : هى $ن_١ + ن_٢$

ط : طول ارتفاع المنحنى الطبيعى عند النقطة التى تفصل بين النسبة $\frac{ن_١}{ن}$ والنسبة $\frac{ن_٢}{ن}$ ، وذلك باستخدام إحدى هاتين النسبتين (مساحة صغرى أو مساحة كبرى) والكشف فى جدول ارتفاعات المنحنى الطبيعى (الموضح بالملاحق) .



مثال : احسب الارتباط ودلالته الإحصائية بين المستوى الحضارى (ريف = ١ ، حضر = ٢) والمستوى الثقافى لأسر عدد من المبحوثين إذا جاءت البيانات كما يلى :

المستوى الحضارى	٢	١	١	٢	١	٢	١	١	١	٢	٢	٢	٢
المستوى الثقافى	١٢	٤	٢	٦	١١	٩	٥	١	٧	٨	٣	١٠	٩

الحل : متوسط رتب أهل الريف $\overline{ص_١} = \frac{٤ + ٢ + ١١ + ٥ + ١ + ٧}{٦} = ٥$

متوسط رتب أهل الحضر $\overline{ص_٢} = \frac{١٢ + ٦ + ٩ + ٨ + ٣ + ١٠ + ٩}{٧} = ٨,١٤$

بما أن $ر = \frac{٢}{ن}\left[\overline{ص_٢} - \overline{ص_١}\right]$

$$= \frac{٢}{١٢} [٨,١٤ - ٥]$$

$$= \frac{١}{٦} [٣,١٤]$$

$$= ٠,٥٢$$

أى أن معامل بايسيريال ٠,٥٢ عندما كان حجم العينة ١٣

وكان $ن_١ = ٦$ ، $ن_٢ = ٧$

وبذلك فإن $\frac{ن_١}{ن} = \frac{٦}{١٣} = ٠,٤٦$ تناظر المساحة الصغرى

$\frac{ن_٢}{ن} = \frac{٧}{١٣} = ٠,٥٤$ تناظر المساحة الكبرى

وباستخدام واحدة من المساحتين ، يمكن الدخول لجدول ارتفاعات المنحنى الطبيعى الموضح بالملاحق .

فمثلاً عندما تكون المساحة الصغرى ٠,٤٦ فإن ارتفاع المنحنى ط = ٠,٣٩٧ تقريباً .

وعلينا الآن أن نحسب قيمة Z

$$Z = ر \times ط ن \times \sqrt{\frac{ن}{ن_١ ن_٢}}$$

$$= ٠,٥٢ \times ٠,٣٩٧٠ \times ١٣ \sqrt{\frac{١٣}{٦ \times ٧}}$$

$$= ٢,٦٨ \sqrt{\frac{١٣}{٤٢}}$$

$$= ٢,٦٨ \sqrt{٠,٣٢}$$

$$= ٢,٦٨ \times ٠,٥٧$$

$$= ١,٥٣$$

وحيث إن القيم الحرجة للرفض أو القبول لـ Z عند مستوى ٠,٠٥ هى ١,٩٦ فإن الفرض الصفرى يكون مقبولاً ، وعليه فإن البيانات لا تدل على أن هناك ارتباطاً بين المستوى الحضارى والمستوى الثقافى لأسر المفحوصين .

مثال : فيما يلى بيانات خاصة بمجموعة من الأطفال ، وذلك فى متغيرى الابتكارية والثقة بالنفس .

الإبتكارية	٢	٢	٢	١	١	١	٢	٢	١	١
الثقة بالنفس	٦	٢	٩	٧	٣	١٠	١	٥	٨	٤

والمطلوب التحقق من صحة الفرض القائل إنه :

« لا يوجد ارتباط بين الابتكار والثقة بالنفس لدى الأطفال » وذلك على اعتبار أن اختبار التفكير الابتكارى يعطى ٢ للمبتكر، ١ لغير المبتكر. وقد تم ترتيب الأطفال طبقاً لمعيار دقيق فى الثقة بالنفس .

الحل :

متوسط رتب المبتكرين فى الثقة بالنفس $\overline{ص_٢} = \frac{٦+٢+٩+١+٥}{٥} = ٤,٦$

متوسط رتب غير المبتكرين فى الثقة بالنفس $\overline{ص_١} = \frac{٧+٣+١٠+٨+٤}{٥} = ٦,٤$

بما أن $ر = \frac{٢}{ن}\left[\overline{ص_٢} - \overline{ص_١}\right]$

$= \frac{٢}{١٠}\left[٤,٦ - ٦,٤ \right]$

$= -٠,٣٦$

ولمعرفة الدلالة الإحصائية للقيمة الناتجة ، علينا أن نحول معامل بايسيريال إلى Z

المساحة الصغرى أو الكبرى $\frac{٥}{١٠} = ٠,٥$ ومن ثم فإن ط = ٠,٣٩٨٩

$$Z = \text{ر} \times \text{ط ن} \times \sqrt{\frac{\text{ن}}{\text{ن}_1 \text{ ن}_2}}$$

$$= -٠,٣٦ \times ٠,٣٩٨٩ \times ١٠ \times \sqrt{\frac{١٠}{٥ \times ٥}}$$

$$= -١,٤٤ \times \sqrt{٠,٤}$$

$$= -١,٤٤ \times ٠,٦٣$$

$$= -٠,٩١$$

وحيث إن القيم اللازمة للدلالة الإحصائية عند مستوى ٠,٠٥ هي – ١,٩٦ فبالتالي يكون معامل بايسيريال غير دال إحصائياً .

وعلى هذا فلا يوجد ارتباط بين الابتكار والثقة بالنفس لدى الأطفال .

ملاحظة :

في المثال السابق نفرض أننا حصلنا على معامل ارتباط ، ثبت أنه دال إحصائياً أي أنه ثبت أن قيمة Z المحسوبة وصلت إلى – ١,٩٦ فكيف نناقش معامل الارتباط بين الابتكار والثقة بالنفس؟

إن علينا أن نقول إن الابتكار ارتبط مع الثقة بالنفس ارتباطاً عكسياً ، وينطوي ذلك على انخفاض الابتكار بزيادة الثقة بالنفس أو اقتران الثقة بالنفس بالابتكار عكسياً .

٢- معامل ثيتا (معامل فريمان)

Theta coefficient (Freeman coefficient)

يستخدم هذا المعامل إذا توافرت بيانات لمتغيرين أحدهما اسمي (الجنس مثلاً أو الجنسية – (مصري – غير مصري) والآخر في صورة رتبة (النمو الاجتماعي مثلاً يأخذ رتب ٥ – ٤ – ٣ – ٢ .....)

ولابد أن تأتي البيانات عند استخدام هذا المعامل موضحة مثلاً تميز الذكور على الإناث أو العكس مثلاً ، في كل مستوى رتبي للنمو الاجتماعي ، ففي المستوى الرتبي ٥ تأتي بيانات موضحة أن الذكور أفضل من الإناث ، وفي المستوى الرتبي ٣ تأتي مثلاً بيانات توضح أن الإناث أفضل من الذكور ، وفي المستوى الرتبي ٢ تأتي مثلاً

بيـانات توضح أن الذكور أفضل من الإناث وهكذا .... ولا يشترط أن تأتى البيانات بشكل الأرقام السابقة أو تسلسلها .

أولاً : معامل ثيتا عندما يكون حجم العينة ٨ فأقل :

$$\theta = \frac{ك_{ذث} - ك_{ثذ}}{ن_{ذ} \times ن_{ث}}$$

حيث θ : حرف يونانى وينطق ثيتا ويشير لرمز المعامل الناتج .

$ك_{ذث}$: عدد المرات التى يكون فيها الذكر أفضل من الأنثى .

$ك_{ثذ}$: عدد المرات التى تكون فيها الأنثى أفضل من الذكر .

$ن_{ذ}$: عدد الذكور .

$ن_{ث}$: عدد الإناث .

مثال : احسب معامل الارتباط بين الجنس (ذكر – أنثى) ، والنمو الاجتماعى لدى مجموعة من أطفال الحضانة ، إذا جاءت البيانات على الصورة :

النمو الإجتماعى / الجنس	٥	٤	٣	٢	١
أنثى		١		١	
ذكر	١		١		١

الحل : عدد المرات التى تكون فيها الأنثى أفضل من الذكور – ننظر لأول تكرار ورد للإناث بالنسبة للرتبة ٢ نجد أنها أفضل من ذكر واحد ورد أسفل الرتبة ١ ، وبالنسبة للرتبة ٤ لدى الإناث أيضاً نجد أنها أفضل من ذكر واحد ورد أسفل الرتبة واحد وذكر واحد ورد أسفل الرتبة ٣ .

إذاً $ك_{ثذ} = ١ + ٢ = ٣$

كذلك يحسب عدد المرات التى يكون الذكر فيها أفضل من الأنثى – ننظر لأول تكرار ورد للذكور .

بالنسبة للرتبة ١ نجد أنه لم يسبقة أى أنثى أى صفر .

وبالنسبة للرتبة ٣ نجد أنه أفضل من أنثى واحدة .

وبالنسبة للرتبة ٥ نجد أنه أفضل من أنثى وردت أسفل الرتبة ٢ وأنثى وردت أسفل الرتبة ٤ .

إذاً $ك_{ذث}$ = صفر + ١ + ٢ = ٣

بما أن معامل :

$$\theta = \frac{ك_{ذث} - ك_{ثذ}}{ن_{ذ} \times ن_{ث}}$$

$$\theta = \frac{٣ - ٣}{٣ \times ٢}$$

$$\theta = \frac{٣ - ٣}{٦} = \frac{صفر}{٦}$$

θ = صفر

أى إن الارتباط أو العلاقة منعدمة بين الجنس والنمو الاجتماعى لدى أطفال الحضانة من خلال هذه العينة .

الدلالة الإحصائية لمعامل ثيتا عندما يكون حجم العينة ٨ فأقل :

يلاحظ أنه أصبحت لدينا قيمتان محسوبتان ، هما : قيمة $ك_{ذث}$ ، $ك_{ثذ}$ نقوم باختيار أصغر القيمتين ويمكن الاعتماد على القيم النظرية لجدول مان – ويتنى Maan - Whitney بالملاحق، وسوف نعرض له فيما بعد .

وفى حالة كون العينة ٨ أو أقل علينا أن نختار الجدول الفرعى المناسب ، ويعبر $ن_{٢}$ عن حجم العينة الأكبر عادة، ففى المثال السابق كان حجم العينة الأكبر $ن_{٢}$ = ٣ وهى $ن_{ذ}$ ، ولذا يجب أن نختار الجدول الفرعى الذى يستخدم. وعندما تكون $ن_{٢}$ =٣، وبعد معرفة الجدول الفرعى، نحدد موقع $ن_{١}$ فى السطر الأول الأعلى الذى يحتوى على الأرقام ١ ، ٢ ، ٣ ، ٤ ، ٥، ثم ننظر إلى القيم الموضحة فى العمود الأول الذى يبدأ بالصفر وينتهى بالعدد ٥ ؛ بحيث إن القيمة المحسوبة فى مثالنا السابق والتى كانت صغرى هى ٣ أى أحدهما، ونلاحظ أن مستوى الدلالة المقابل لهذه القيمة

وتحت الرقم $ن_١$ = ٢ أى $ن_ث$ وهو ٠,٦٠ فى اختبار ذى النهاية الواحدة، ويكون فى اختبار ذى النهايتين = ١,٢٠ ، وهذا يعنى أن الفرق بين الذكور والإناث غير ذى دلالة إحصائية عند مستوى ٠,٠٥ (فرق بين توزيعى المجتمعين وليس بين متوسطين) ومن ثم فمعامل θ = صفر غير دال إحصائياً .

ثانياً : معامل ثيتا عندما يكون حجم العينة أكبر من ٨ :

أما فى حالة العينات التى حجمها أكبر من ٨ ، فإنه يجب تحديد $ك_{ذث}$ أو $ك_{ثذ}$ الأصغر ثم تعين قيمة Z طبقاً للقانون :

$$Z = \frac{٢\ \text{القيمة الصغرى} - ن_ذ\, ن_ث}{\sqrt{\dfrac{ن_ذ\, ن_ث\,(ن_ذ + ن_ث + ١)}{٣}}}$$

الدلالة الإحصائية لمعامل ثيتا عندما يكون حجم العينة أكبر من ٨ :

وعلينا أن نقارن القيمة الناتجة بـ ± ١,٩٦ وذلك للدلالة عند مستوى ٠,٠٥

، بـ ± ٢,٥٨ وذلك للدلالة عند مستوى ٠,٠١

مثال : فى دراسة للعلاقة بين الابتكار والتحصيل الدراسى جاءت البيانات كما هو موضح :

مستويات الإبتكار / التحصيل	٥	٤	٣	٢	١
ناجح (ح)	٧	٣	١	١	٢
راسب (س)	٢	٢	٤	٦	٥

وذلك على عينة من أطفال الصف السادس الابتدائى والمطلوب التحقق من صحة الفرض

« لا توجد علاقة بين التحصيل الدراسى والابتكار »

الحل : عدد المرات التى يكون فيها الناجح أفضل من الراسب فى الابتكار

$ك_{ح س}$ = ٧ (٢ + ٤ + ٦ + ٥) + ٣ (٤ + ٦ + ٥) + ١ (٦ + ٥) + ١ (٥)

= ٧ (١٧) + ٣ (١٥) + ١ (١١) + ١ (٥)

= ١١٩ + ٤٥ + ١١ + ٥

= ١٨٠

عدد المرات التى يكون فيها الراسب أفضل من الناجح فى الابتكار

$ك_{س ح}$ = ٢ (٣ + ١ + ١ + ٢) + ٢ (١ + ١ + ٢) + ٤ (١ + ٢) + ٦ (٢)

= ٢ (٧) + ٢ (٤) + ٤ (٣) + ٦ (٢)

= ١٤ + ٨ + ١٢ + ١٢

= ٤٦

$ن_{ح}$ = عدد الناجحين = ١٤

$ن_{س}$ = عدد الراسبين = ١٩

$$\theta = \frac{ك_{ح س} - ك_{س ح}}{ن_{ح} \times ن_{س}}$$

$$\theta = \frac{١٨٠ - ٤٦}{١٤ \times ١٩}$$

$$\theta = \frac{١٣٤}{٢٦٦}$$

$$\theta = ٠,٥٠$$

أى إن ٥٠ ٪ من المقارنات بين الناجحين والراسبين بينهما اتساق فى درجة الابتكارية .

وإذا استخدمنا مفهوم الخفض النسبى لخطأ التنبؤ Proportional Reduction Error فإن هذه القيمة تعنى أننا استطعنا أن نخفض خطأ التنبؤ بأى من المتغيرين بمعلومية الآخر بنسبة ٥٠ ٪ .

ولمعرفة الدلالة الإحصائية نجد قيمة $ك_{ح س}$ أو $ك_{س ح}$ الأصغر ، ويتضح أن القيمة الصغرى هى :

$ك_{س ح} = ٤٦$

$$إذاً\ Z = \frac{٢\ \text{القيمة الصغرى} - ن_ح\ ن_س}{\sqrt{\frac{ن_ح\ ن_س\ (ن_ح + ن_س + ١)}{٣}}}$$

$$= \frac{٢ \times ٤٦ - ١٤ \times ١٩}{\sqrt{\frac{١٤ \times ١٩\ (١٤ + ١٩ + ١)}{٣}}}$$

$$= \frac{٩٢ - ٢٦٦}{\sqrt{\frac{٢٦٦ \times ٣٤}{٣}}} = \frac{-١٧٤}{\sqrt{٣٠١٤,٦٧}} = \frac{-١٧٤}{٥٤,٩١}$$

$$= -٣,١٧$$

وحيث إن Z اللازمة لرفض الفرض الصفرى عند مستوى الدلالة ٠,٠٥ فى اختبار ذى النهايتين يجب أن تكون مساوية أو أكبر من ١,٩٦ أو مساوية أو أصغر من -١,٩٦ ، وبما أن Z المحسوبة هى -٣,١٧ أصغر من -١,٩٦ فهذا يعنى أنه يمكن رفض الفرض الصفرى عند مستوى ٠,٠٥ وكذلك عند مستوى ٠,٠١ لأن القيمة المحسوبة أصغر من -٢,٥٨

ويمكن تلخيص النتائج فى جدول على النحو التالى :

المتغيرات	حجم العينة	معامل ثيتا θ	Z	مستوى الدلالة
الابتكار التحصيل	٣٣	٠,٥٠	-٣,١٧	٠,٠١

ويمكننا أن نقول إن هناك علاقة بين التحصيل الدراسى والابتكار .

٣- معامل الاقتران الاسمي - الرتبي لويلكوكسن Wilcoxon

قدم ويلكوكسن اسلوبا يفيد فى تحديد درجة الاقتران بين متغيرين أحدهما من المستوى الاسمى (النوعى) والآخر من المستوى الرتبى، دون أن يحدث خفض لمستوى قياس المتغير الرتبي، ويرمز لهذا المعامل والأسلوب بالرمز θ أيضًا. وهذا الأسلوب الإحصائى يعد تعديلا لاختبار الإشارة لنفس العام ويلكوكسن .

أولاً : معامل الاقتران لويلكوكسن عندما يكون المتغير الإسمى ثنائى التقسيم :

فى هذه الحالة يكون المتغير الاسمى ثنائى التقسيم على النحو (ذكور - أناث)، (أطفال ريف - أطفال حضر)، (مصرى - غير مصرى)، أما المتغير الرتبى فمعروف أنه يكون على النحو (صفر- ١ - ٢ - ٣ - ٤ - ....) مثلا؛ أى إنه متغير رتبى له ميزان تقديرات لظاهرة ما. ولتكن دافعية الإنجاز أو الخوف أو الغيرة.... وهكذا . ونستخدم لذلك قانون على النحو التالى :

$$\theta = \frac{|ك_{اب} - ك_{با}|}{ن_{ا} \times ن_{ب}}$$

حيث θ : معامل ثيتا (معامل اقتران ويلكوكسن)

$ك_{اب}$: عدد المرات التى يكون فيها الذكر أفضل من الإنثى مثلا .

$ك_{با}$: عدد المرات التى تكون فيها الأنثى أفضل من الذكور .

$ن_{ا}$: عدد الذكور .

$ن_{ب}$: عدد الإناث .

$|ك_{اب} - ك_{با}|$: تعنى القيمة المطلقة (الفرق دون إشارة)

ولمعرفة الدلاله الإحصائية نستخدم القانون Z التالى ، وعلينا أن نحدد أيا من $ك_{اب}$ ، $ك_{با}$ الأصغر ، ثم نطبق القانون.

$$Z = \frac{٢ \times \text{القيمة الصغرى} - ن_{ا} \times ن_{ب}}{\sqrt{\frac{ن_{ا}\, ن_{ب} \,[\, ن_{ا} + ن_{ب} + ١ \,]}{٣}}}$$

وعلينا أن نقارن قيمة Z المحسوبه بـ ± ١,٩٦ للدلالة عند مستوى ٠,٠٥

، بـ ± ٢,٥٨ للدلالة عند مستوى ٠,٠١

مثـال : أراد باحث أن يحدد درجة الاقتران بين جنس الفرد والخوف من الفشل (التنبؤ بالرتب النسبية لمتغير الخوف من الفشل بمعلوميه جنس المفحوص)، بعد أن جمع بيانات على النحو التالى :

الجنس	الخوف من الفشل						المجموع
	منخفض صفر	١	٢	٣	٤	مرتفع ٥	
ذكر	٣٠	٣٤	٣٨	٤٨	٦٠	٦٤	٢٧٤
أنثى	٥٦	٤٠	٥٠	٢٤	٢٨	١٦	٢١٤
المجموع	٨٦	٧٤	٨٨	٧٢	٨٨	٨٠	ن ٤٨٨

علينا أن نحسب $ك_{اب}$ ، $ك_{با}$ كما يلى :

$ك_{اب}$ = ٣٠ [صفر] + ٣٤ [٥٦] + ٣٨ [٥٦ + ٤٠]

+ ٤٨ [٥٦ + ٤٠ + ٥٠] + ٦٠ [٥٦ + ٤٠ + ٥٠ + ٢٤]

+ ٦٤ [٥٦ + ٤٠ + ٥٠ + ٢٤ + ٢٨]

= صفر + ١٩٠٤ + ٣٦٤٨ + ٧٠٠٨ + ١٠٢٠٠ + ١٢٦٧٢

$ك_{اب}$ = ٣٥٤٣٢

$ك_{با}$ = ٣٠ [٤٠ + ٥٠ + ٢٤ + ٢٨ + ١٦] + ٣٤ [٥٠ + ٢٤ + ٢٨ + ١٦]

+ ٣٨ [٢٤ + ٢٨ + ١٦] + ٤٨ [٢٨ + ١٦] + ٦٠ [١٦]

+ ٦٤ [صفر]

= ٤٧٤٠ + ٤٠١٢ + ٢٥٨٤ + ٢١١٢ + ٩٦٠

$ك_{ب ا}$ = ١٤٤٠٨

ونعلم أن $ن_ا$ = ٢٧٤ ، $ن_ب$ = ٢١٤

بما أن $\theta = \frac{|ك_{اب} - ك_{ب ا}|}{ن_ا \times ن_ب}$

$$\theta = \frac{|٣٥٤٣٢ - ١٤٤٠٨|}{٢٧٤ \times ٢١٤}$$

$$\theta = \frac{٢١٠٢٤}{٥٨٦٣٦}$$

$$\theta = ٠,٣٥$$

والقيمة θ = ٠,٣٥ تدل على اقتران منخفض إلى حد ما بين الخوف من الفشل وجنس المفحوص . وعند استخدام مفهوم الخفض النسبى لخطأ التنبؤ، نقول إننا استطعنا أن نُخفّض خطأ التنبؤ بأى من المتغيرين بمعلومية الآخر بنسبة ٣٥٪

إلا أنه من المهم معرفة الدلالة الإحصائية للقيمة θ = ٠,٣٥ وعلينا أن نحسب

$$Z = \frac{٢ \times \text{القيمة الصغرى} - ن_ا \times ن_ب}{\sqrt{\frac{ن_ا ن_ب [ن_ا + ن_ب + ١]}{٣}}}$$

لقد وجدنا أن $ك_{اب}$ = ٣٥٤٣٢

ووجدنا أن $ك_{ب ا}$ = ١٤٤٠٨

فالقيمة الصغرى هى $ك_{ب ا}$

إذاً $$Z = \frac{٢ \times ١٤٤٠٨ - ٢٧٤ \times ٢١٤}{\sqrt{\frac{٢٧٤ \times ٢١٤ [٢٧٤ + ٢١٤ + ١]}{٣}}}$$

$$Z = \frac{٢٨٨١٦ - ٥٨٦٣٦}{\sqrt{\frac{٥٨٦٣٦[٤٨٩]}{٣}}}$$

$$Z = \frac{-٢٩٨٢٠}{\sqrt{٩٥٥٧٦٦٨}}$$

$$Z = \frac{-٢٩٨٢٠}{٣٠٩١,٥٥} = -٩,٦٥$$

وهى قيمة أكبر من القيمة اللازمة للدلالة الإحصائية عند مستوى ٠,٠١ وبالتالى فإن اقتران الخوف من الفشل بالجنس الذى جاءت قيمته ٠,٣٥ ، يعتبر دال إحصائيا عند مستوى ٠,٠١

ملاحظة : يمكن البدء بحساب ك فى المقارنات بالاناث وليس بالذكور كما تم ، وسوف تأتى حسابات قيمة θ بالنتيجة نفسها ٠,٣٥

ملاحظة : يأتى عدم الاهتمام بظهور الإشارة السالبة فى حسابات θ نتيجة عدم وجود معنى لها بالنسبة للمتغير الرتبى، فهى تدل فقط على المجموعة التى بدأنا منها المقارنات لحساب ك.

ثانيا : معامل الاقتران لويلكوكسن عندما يكون المتغير الاسمى متعدد التقسيم :

فى هذه الحالة يأتى المتغير الاسمى ليس ثنائيا مثل (مصرى، سعودى) بل متعدداً مثل (مصرى ، سعودى ، سورى ، مغربى) أما المتغير الآخر فيكون رتبياً كما سبق . ويريد الباحث هنا أيضا حساب الاقتران بين المتغير الاسمى (متعدد التقسيم) والمتغير الرتبى .

فى هذه الحالة نستخدم قانون لايختلف كثيراً عن القانون السابق، لأن الأمر يتطلب اتباع الأسلوب السابق نفسه ،أى عقد المقارنات الثنائية أى حساب $|ك_{اب} - ك_{با}|$ وحساب $ن_{ا} \times ن_{ب}$ ، وذلك لكل مقارنة ثنائية ثم جمعها أى يصبح

القانون على النحو التالى :

$$\theta = \frac{\sum |ك_{أب} - ك_{بأ}|}{\sum ن_{أ} \times ن_{ب}}$$

مثال: جمع باحث بيانات عن التخصص والمستوى الاقتصادى للأباء (الأزواج) فى عينة من الأسر المصرية، وجاءت البيانات على النحو التالى :

الإقتصادى / التخصص		منخفض ١	٢	٣	٤	مرتفع ٥	المجموع
ع	عسكرى	صفر	صفر	٢	٧	١٩	١٨
ط	طبى	صفر	صفر	صفر	١٠	١٥	٢٥
س	هندسى	٢٠	١٠	١٠	٣	صفر	٤٣
ص	تدريس	٢	٤	١٥	٨	٦	٣٥
							ن = ١٢١

والمطلوب : حساب درجة الاقتران بين التخصص والمستوى الاقتصادى للأباء فى الأســـــر.

الحل :

نظراً لأن المتغير الاسمى يشتمل على أربعة أقسام، فسوف نعقد ست مقارنات.

(هندسى – تدريسى) ، (طبى – هندسى) ، (طبى – تدريسى)

(عسكرى – طبى) ، (عسكرى – هندسى) ، (عسكرى – تدريسى)

المقارنة فى حالة هندسى – تدريسى :

$ك_{س ص}$ = ١٠ [٢] + ١٠ [٦] + ٣ [٢١].

= ٢٠ + ٦٠ + ٦٣

= ٤٣

$ك_{ص س}$ = ٢٠ [٣٣] + ١٠ [٢٩] + ٣ [٦]

= ٦٦٠ + ٢٩٠ + ١٨

= ٩٦٨

إذاً $|ك_{س ص} - ك_{ص س}|$ = $|٤٣ - ٩٦٨|$ = ٩٢٥ (١)

المقارنة فى حالة طبى – هندسى :

ك$_{ط س}$ = ١٠ [٤٠] + ١٥ [٤٣]

= ٤٠٠ + ٦٤٥

= ١٠٤٥

ك$_{س ط}$ = ١٠ [صفر]

= صفر

اذاً |ك$_{ط س}$ – ك$_{ص س}$| = |١٠٤٥ – صفر| = ١٠٤٥ (٢)

المقارنة فى حالة طبى – تدريسى :

ك$_{ط ص}$ = ١٠ [٢١] + ١٥ [٢٩]

= ٢١٠ + ٤٣٥

= ٦٤٥

ك$_{ص ط}$ = ١٠ [٦]

= ٦٠

اذاً |ك$_{ط ص}$ – ك$_{ص ط}$| = |٦٤٥ – ٦٠| = ٥٨٥ (٣)

المقارنة فى حالة عسكرى – تدريسى :

ك$_{ص ع}$ = ٢ [١٤] + ٧ [٦]

= ٢٨ + ٤٢

= ٧٠

ك$_{ع ص}$ = ٢ [٦] + ٧ [٢١] + ٩ [٢٩]

= ١٢ + ١٤٧ + ٢٦١

= ٤٢٠

اذاً |ك$_{ع ص}$ – ك$_{ص ع}$| = |٤٢٠ – ٧٠| = ٣٥٠ (٤)

المقارنة فى حالة عسكرى - هندسى :

$ك_{س ع} = ٢ [٣]$

$= ٦$

$ك_{ع س} = ٢ [٣٠] + ٧ [٤٠] + ٩ [٤٣]$

$= ٦٠ + ٢٨٠ + ٣٨٧$

$= ٧٢٧$

إذاً $|ك_{ع س} - ك_{س ع}| = |٧٢٧ - ٦| = ٧٢١$ (٥)

المقارنة فى حالة عسكرى - طبى :

$ك_{ع ط} = ٩ [١٠]$

$= ٩٠$

$ك_{ط ع} = ٢ [٢٥] + ٧ [١٥]$

$= ٥٠ + ١٠٥$

$= ١٥٥$

إذاً $|ك_{ع ط} - ك_{ط ع}| = |٩٠ - ١٥٥| = ٦٥$ (٦)

والآن نوجد القيم المطلقة التى ظهرت فى (١)، (٢)، (٣)، (٤)، (٥)، (٦)

أى مجـ $|ك_{اب} - ك_{ب ا}|$

$= ٩٢٥ + ١٠٤٥ + ٥٨٥ + ٣٥٠ + ٧٢١ + ٦٥$

$= ٣٦٩١$ (٧)

والآن نحسب مجموع حواصل ضرب أحجام المجموعات فى كل تخصص للمقارنات المختلفة :

أى $ن_س \times ن_ص + ن_ط \times ن_ص + ن_ط \times ن_س$

$+ ن_ع \times ن_ط + ن_ع \times ن_س + ن_ع \times ن_ص$

$= ٤٣ \times ٣٥ + ٢٥ \times ٣٥ + ٢٥ \times ٤٣ + ١٨ \times ٢٥ + ١٨ \times ٤٣ + ١٨ \times ٣٥$

= ١٥٠٥ + ٨٧٥ + ١٠٧٥ + ٤٥٠ + ٧٧٤ + ٦٣٠

= ٥٣٠٩ (٨)

والآن علينا أن نطبق القانون :

$$\theta = \frac{\text{مجـ} \left| \text{ك}_{\text{اب}} - \text{ك}_{\text{با}} \right|}{\text{مجـ ن}_{\text{ا}} \times \text{ن}_{\text{ب}}}$$

أى إن :

$$\theta = \frac{\text{الخطوة (٧)}}{\text{الخطوة (٨)}}$$

$$\theta = \frac{٣٦٩١}{٥٣٠٩}$$

$$\theta = ٠,٧٠$$

وهذه القيمه تعنى إمكانية التنبوء بالمستوى الاقتصادى لعينة الآباء بمعلومية تخصصهم الأكاديمى بدرجة جيدة ، لأن θ وصلت الى ٠,٧٠ ويمكننا القول أنه توجد فروق متسقة فى التخصص الأكاديمى لنسبة ٧٠٪ من المقارنات بين عينة الأفراد الذين يتباينون فى مستواهم الاقتصادى.

ثالثاً : أساليب ارتباطية
بين متغيرين اسميين

١- معامل الاقتران الرباعي Coefficient of Association

ويستخدم هذا المعامل فى حالة المتغيرات النوعية غير القابلة للقياس العددى ، التى يقسم كل منها إلى وجهين فقط مثل (حضر – لم يحضر) – (شفى – لم يشف) (شارك – لم يشارك) .

فإذا كان لدينا المتغيران النوعيان س ، ص ، وكان س ينقسم إلى قسمين، وكان ص ينقسم إلى قسمين، فيمكن الحصول على جدول توافق Contigency Table فى صورة رصد مزدوج Cross - Tabulation .

ص \ س	قسم أول س	قسم ثان س
قسم أول ص	أ	ب
قسم ثان ص	جـ	د

حيث أ ، ب ، جـ ، د المشاهدات فى صورة تكرارات والموزعة على الأقسام المختلفة لهذين المتغيرين .

فإن القانون الذى يحسب العلاقة بين المتغيرين س ، ص فى هذه الحالة يعطى بالصورة :

$$\text{قت} = \frac{\text{أ} \times \text{د} - \text{ب} \times \text{جـ}}{\text{أ} \times \text{د} + \text{ب} \times \text{جـ}}$$

حيث قت : معامل الاقتران ويرمز له بالرمز Q أيضاً

أ : عدد الأفراد الذين يقعون فى خلية القسم الأول ص والقسم الأول س

ب : عدد الأفراد الذين يقعون فى خلية القسم الأول ص والقسم الثانى س

جـ : عدد الأفراد الذين يقعون فى خلية القسم الثانى ص والقسم الأول س

د : عدد الأفراد الذين يقعون فى خلية القسم الثانى ص والقسم الثانى س

ويفضل استخدامه كما يقرر يول Yule فى الحالات التى يصعب فيها استخدام معامل الارتباط الرباعى Tetrachoric Correlation ، وهو حالة خاصة من معامل جودمان وكروسكال (γ) . والبعض يقصر استخدامه على تحديد قوة الاقتران بين متغيرين من المستوى الرتبى فى جدول اقتران ٢ × ٢

وتميل القيم العددية لمعامل الاقتران الرباعى إلى أن تكون أكبر من القيم العددية لمعاملات الارتباط الأخرى .

الدلالة الإحصائية لمعامل الاقتران الرباعي :

علينا أن نحول قيمة معامل الاقتران التى حصلنا عليها إلى Z طبقاً للقانون :

$$Z = \frac{\text{٢ قت}}{\text{١ - قت}^{٢}} \times \frac{\text{١}}{\sqrt{\frac{\text{١}}{\text{أ}} + \frac{\text{١}}{\text{ب}} + \frac{\text{١}}{\text{جـ}} + \frac{\text{١}}{\text{د}}}}$$

وتقارن القيمة الناتجة بـ ± ١,٩٦ للتحقق من الدلالة عند مستوى ٠,٠٥

أو ± ٢,٥٨ للتحقق من الدلالة عند مستوى ٠,٠١

وذلك طبقاً لاختيار ذيلين

ملاحظة (١) : معامل الاقتران قت له واحد من الاحتمالات الآتية :

إذا كان أ × د > ب × جـ فإن قت تكون موجبة .

إذا كان أ × د < ب × جـ فإن قت تكون سالبة .

إذا كان أ × د = ب × جـ فإن قت تكون منعدمة أو تساوى صفراً .

ملاحظة (٢) :

إذا كان أ = صفر أو د = صفر فإن قت = - ١ .

إذا كان ب = صفر أو جـ = صفر فإن قت = ١ .

وفى هذه الحالة يمكن الاكتفاء بحساب قيمة قت وقولنا أنها دالة إحصائياً دون حساب Z :

مثال : فى دراسة لتعرُّف أهمية زيادة الأجور على الانضباط فى العمل ، جاءت البيانات نتيجة تصميم تجريبى كما يلى :

الأجور / الانضباط	زيـادة	عدم زيـادة
أفضل	١٦	٩
كما هو	٢	١٠

والمطلوب حساب معامل الاقتران الرباعى ودلالته الإحصائية

$$\text{قت} = \frac{\text{أ} \times \text{د} - \text{ب} \times \text{جـ}}{\text{أ} \times \text{د} + \text{ب} \times \text{جـ}}$$

$$\text{قت} = \frac{١٦ \times ١٠ - ٩ \times ٢}{١٦ \times ١٠ + ٩ \times ٢}$$

$$= \frac{١٦٠ - ١٨}{١٦٠ + ١٨} = \frac{١٤٢}{١٧٨} = ٠,٨٠$$

أى إن قيمة قت مرتفعة إلى حد ما بين زيادة الأجور وتحسن الالتزام ، إلا أن الأمر يتطلب معرفة الدلالة الإحصائية لهذا المعامل ، وعلينا أن نحوله إلى Z .

$$Z = \frac{٢\ \text{قت}}{١ - \text{قت}^{٢}} \times \frac{١}{\sqrt{\frac{١}{\text{أ}} + \frac{١}{\text{ب}} + \frac{١}{\text{جـ}} + \frac{١}{\text{د}}}}$$

$$= \frac{٢(٠,٨٠)}{١ - (٠,٨٠)^{٢}} \times \frac{١}{\sqrt{\frac{١}{١٦} + \frac{١}{٩} + \frac{١}{٢} + \frac{١}{١٠}}}$$

$$= \frac{١,٦}{١ - ٠,٦٤} \times \frac{١}{\sqrt{٠,٠٦ + ٠,١١ + ٠,٥٠ + ٠,٠١}}$$

$$= \frac{١,٦}{٠,٣٦} \times \frac{١}{\sqrt{٠,٦٨}}$$

$$= ٤,٤٤ \times \frac{١}{٠,٨٢}$$

$$= ٥,٤١$$

وهى قيمة أكبر من ٢,٥٨ اللازمة للدلالة الإحصائية عند مستوى ٠,٠١ ، وبالتالى يمكننا القول أن هناك علاقة ذات دلالة إحصائية بين زيادة الأجور والانضباط فى العمل .

٢- معامل ارتباط فاي Fourfold coefficient or phi coefficient

إذا كانت البيانات فى صورة متغيرين ينقسم كل منهما انقساماً ثنائياً فى صورة اسمية مثل (صواب – خطأ) ، (نعم – لا) ، (١ – صفر) ، (ذكر – أنثى) (الرسوب – النجاح) ، .... ونادراً إذا حولت المتغيرات المتصلة إلى متغيرات ثنائية . وكان الهدف تعرف العلاقة بين هذين المتغيرين .

فإذا كانت لدينا إجابة ثنائية : نعم – لا عن سؤالين مختلفين أو بندين من بنود اختبار نفسى ، وكان المطلوب تعرف الارتباط بين الاستجابات على هذين البندين .

ومثال ذلك :

السؤال الأول س : أشعر بالتوتر أغلب الأوقات نعم لا

السؤال الثانى ص : أنام بسهولة فى الليل نعم لا

فإنه يمكن تصنيف الاستجابة على هذين السؤالين كما يلى :

السؤال س / السؤال ص	نعم	لا
نعم	أ	ب
لا	جـ	د

حيث أ ، ب ، جـ ، د المشاهدات فى صورة تكرارات ، والموزعة على الأقسام المختلفة لهذين البندين أو السؤالين .

فإن القانون الذى يعطى العلاقة أو الارتباط بين هذين البندين يكون بالصورة :

$$\phi = \frac{أ \times د - ب \times جـ}{\sqrt{(أ + ب)(جـ + د)(أ + جـ)(ب + د)}}$$

حيث ϕ معامل فاى

أ = عدد الأفراد الذين أجابوا بنعم عن السؤال س ونعم عن السؤال ص .

ب = عدد الأفراد الذين أجابوا لا عن السؤال س ونعم عن السؤال ص .

جـ = عدد الأفراد الذين أجابوا بنعم عن السؤال س ولا عن السؤال ص .

د = عدد الأفراد الذين أجابوا لا عن السؤال س ولا عن السؤال ص .

الدلالة الإحصائية لمعامل فاى :

لمعرفة ما إذا كان هذا المعامل له دلالة إحصائية عند مستوى معين أم لا ، علينا أن نحول قيمة فاى المحسوبة إلى Z كما يلى :

$$Z = \phi \sqrt{\text{ن}}$$

وعلينا أن نقارن قيمة Z الناتجة بالقيم اللازمة للدلالة الإحصائية ± ١,٩٦ أو ± ٢,٥٨ عند مستوى ٠,٠٥ ، ٠,٠١ على الترتيب . وذلك بالنسبة لاختبار ذيلين .

مثال : جاءت بيانات الاستجابة على سؤالين من أسئلة اختبار إيزنك للشخصية ، كما هى موضحة بالجدول التالى :

س / ص	نعم	لا
نعم	٥	٩
لا	١٣	٤

والمطلوب حساب ارتباط استجابات أفراد العينة على هذين السؤالين ودلالته الإحصائية .

الحـــل :

$$\phi = \frac{\text{أ} \times \text{د} - \text{ب} \times \text{جـ}}{\sqrt{(\text{أ} + \text{ب})\,(\text{جـ} + \text{د})\,(\text{أ} + \text{جـ})\,(\text{ب} + \text{د})}}$$

$$= \frac{\text{٥} \times \text{٤} - \text{٩} \times \text{١٣}}{\sqrt{(\text{٥} + \text{٩})\,(\text{١٣} + \text{٤})\,(\text{٥} + \text{١٣})\,(\text{٩} + \text{٤})}}$$

$$= \frac{\text{٢٠} - \text{١٧}}{\sqrt{(\text{١٤})\,(\text{١٧})\,(\text{١٨})\,(\text{١٣})}}$$

$$= \frac{-\text{٩٧}}{\sqrt{\text{٥٥٦٩٢}}}$$

$$= \frac{-\text{٩٧}}{\text{٢٣٥,٩٩}} = -\text{٠,٤١}$$

والإشارة السالبة هنا تعنى أن الارتباط عكسى، ولمعرفة الدلالة الإحصائية لهذا المعامل، علينا أن نحسب قيمة Z :

$$Z = \phi \sqrt{ن}$$

$$= -٠,٤١ \sqrt{٣١}$$

$$= -٠,٤١ \times ٥,٥٧$$

$$= -٢,٢٨$$

وهى قيمة أقل من -١,٩٦ ومن ثم فهى ذات دلالة إحصائية، وعلى هذا يمكننا القول أن العلاقة عكسية بين استجابات عينة الدراسة على السؤال الأول واستجاباتهم على السؤال الثانى، بمعنى أن من أجابوا بلا عن السؤال الأول يميلون إلى الإجابة بنعم عن السؤال الثانى .

تصحيح معامل فاى :

يعتبر معامل ارتباط فاى معاملاً لارتباط العزوم، مثل ارتباط بيرسون ؛ مما يشجع استخدامه كتقدير جيد للارتباط بين متغيرات ثنائية التقسيم، إلا أن هناك قصوراً فى معامل فاى يتمثل فى أن قيمته لاتصل فى أغلب الأحوال إلى الواحد الصحيح الموجب أو الواحد الصحيح السالب إلا فى الحالة التى ينقسم فيها المتغيران بالتساوى (أى العمودين = الصفين فى المجموع) .

فإذا كانت قيمة كل من الخليتين أ، د تساوى ٥٠، وقيمة كل من الخليتين ب، جـ تساوى صفرا فإننا نحصل على معامل ارتباط قدره ١

$$\text{حيث } \phi = \frac{٥٠ \times ٥٠ - \text{صفر}}{\sqrt{٥٠ \times ٥٠ \times ٥٠ \times ٥٠}}$$

$$= \frac{٢٥٠٠}{٢٥٠٠} = ١$$

وكذلك نحصل على معامل ارتباط -١ فى الحالة، التى تكون كل قيمة فى الخليتين أ، د تساوى صفرا وكل قيمة فى الخليتين ب، جـ = ٣٠ مثلاً .

حيث $\phi = \frac{\text{صفر} - ٣٠ \times ٣٠}{\sqrt{٣٠ \times ٣٠ \times ٣٠ \times ٣٠}}$

$$\phi = \frac{-٩٠٠}{٩٠٠} = ١$$

أما فى الحالات التى لا تتساوى فيها قيم المجاميع الهامشية ؛ أى مجاميع الصفوف والأعمدة فإن قيمة معامل فاى ستختلف من حالة إلى أخرى ، حسب توزيع البيانات ولكنها لن تصل فى أى حالة إلى + ١ أو – ١

وإذا رمزنا لمجاميع الخلايا الهامشية بالرموز ك ، ل ، م ، هـ ، وذلك طبقاً لبيانات الجدول التالى :

التخصص / لون الشعر	أسود	لون آخر	
علمى	٣٠	٣٦	٦٦ ك
أدبى	١٤	٢٦	٤٠ ل
	٤٤ م	٦٢ هـ	١٠٦

وإذا حسبنا النسبة المئوية للتكرارات داخل الخلايا وخارجها ، نحصل على بيانات الجدول التالى :

التخصص / لون الشعر	أسود	لون آخر	
علمى	٠,٢٨	٠,٣٤	٠,٦٢ ك
أدبى	٠,١٣	٠,٢٥	٠,٣٨ ل
	٠,٤١ م	٠,٥٩ هـ	١٠٠

ويمكن التوصل للقيمة ϕ من النسب المئوية أيضاً بتطبيق القانون :

$$\phi = \frac{\text{أ} \times \text{د} - \text{ب} \times \text{جـ}}{\sqrt{(\text{أ} + \text{ب})(\text{جـ} + \text{د})(\text{أ} + \text{جـ})(\text{ب} + \text{د})}}$$

$$\phi = \frac{0.28 \times 0.25 - 0.34 \times 0.13}{\sqrt{(0.62)(0.38)(0.41)(0.59)}}$$

$$\phi = \frac{0.07 - 0.04}{\sqrt{0.06}}$$

$$\phi = \frac{0.03}{0.24}$$

$$\phi = 0.13$$

ولن تصل قيمة فاى إلى الواحد الصحيح سواء بالسالب أو بالموجب . أما إذا انقسم المتغيران إلى نسبتين بين ٠,٣٠ و ٠,٧٠ فإن أقصى ارتباط يمكن الحصول عليه سيتراوح بين ٠,٤٣ ، - ٠,٤٣ وفى حالة انقسام المتغيرين على أساس نسبتين ٠,٥٠ ، ٠,٥٠ فإن أقصى ارتباط يمكن الوصول إليه فى هذه الحالة لايتجاوز + ٠,٦٥ و - ٠,٦٥ ونتيجة لهذا القصور الذى يؤدى لعدم التوصل لأقصى ارتباط باستخدام (فاى) ، تستخدم معادلة للتصحيح لتقريب هذه القيمة إلى معامل بيرسون ، وذلك بافتراض اعتدالية توزيع المتغيرين بشرط أن يتوافر ما يلى :

١ - لا تكون قيمة ϕ أكبر من ٠,٤٠

٢ - أن يتراوح تكرار المجاميع الهامشية الموجبة للمتغيرين (أى القيمتين ك ، م أى مجموع الصف الأول ومجموع العمود الأول) بين ٠,٣٠ ، ٠,٧٠

وبمراجعة الشرطين السابقين على البيانات الجدول السابق يمكننا التصحيح ؛ وذلك لأن قيمة ϕ = ٠,١٣ وهى أقل من ٠,٤٠

وكذلك ك = ٠,٦٢ وهى بين ٠,٣٠ ، ٠,٧٠

وكذلك م = ٠,٤١ وهى بين ٠,٣٠ ، ٠,٧٠

وعند ذلك نستخدم معادلة التصحيح على صورة :

$$\phi^{\backslash} = \phi \left[\frac{\sqrt{ك \times ل}}{ط_{ك}}\right]\left[\frac{\sqrt{م \times هـ}}{ط_{م}}\right]$$

حيث ϕ' هى معامل فاى بعد التصحيح .

ϕ هى معامل فاى المحسوب .

ك ، ل ، م ، هـ مجموع تكرارات الأعمدة والصفوف .

$ط_{ك}$ طول ارتفاع المنحنى الطبيعى عند النقطة التى تفصل النسبة .

ك (من جدول ارتفاعات المنحنى الطبيعى بالملاحق) .

$ط_{م}$ طول ارتفاع المنحنى الطبيعى عند النقطة التى تفصل النسبة .

م (من جدول ارتفاعات المنحنى الطبيعى بالملاحق) .

وبتطبيق المعادلة السابقة نجد أن :

$$\phi' = ٠,١٣ \left[\frac{\sqrt{٠,٣٨ \times ٠,٦٢}}{٠,٣٨}\right]\left[\frac{\sqrt{٠,٥٩ \times ٠,٤١}}{٠,٣٩}\right]$$

$$\phi' = ٠,١٣ \left[\frac{\sqrt{٠,٢٤}}{٠,٣٨}\right]\left[\frac{\sqrt{٠,٢٤}}{٠,٣٩}\right]$$

$$= ٠,١٣ \left[\frac{٠,٤٩}{٠,٣٨}\right]\left[\frac{٠,٤٩}{٠,٣٩}\right]$$

$$= ٠,١٣ \left[١,٢٩\right]\left[١,٢٦\right]$$

$$= ٠,١٣ \times ١,٢٩ \times ١,٢٩$$

$$\phi' = ٠,٢١$$

وبهذا يرتفع معامل فاى نتيجة لاستخدام المعادلة السابقة من ٠,١٣ إلى ٠,٢١

٣ - معامل الارتباط الرباعى بمعلومية معامل فاي

Tetrachoric Correlation

إذا أمكن للباحث تقسيم متغيرين من النوع المتصل الى متغيرين من النوع ثنائى التقسيم. مثل : متغير الذكاء (مرتفع - منخفض) ، ومفهوم الذات (مرتفع - منخفض) ، فإنه يمكن تقسيم المتغير المتصل فى هذه الحاله ، الى متغير ثنائى التقسيم عند النقطة التى تمثل وسيط المتغير المتصل .

ويمكن الحصول على قيمه تقريبية لمعامل الارتباط الرباعى إذا حسب معامل فاى بالطريقة السابقة ، ثم استخدمناه فى قانون معامل الارتباط الرباعى الذى يكون على الصوره التاليه .

$$\text{ر}_{\text{ع}} = \text{حا}\ \phi \times ٩٠^{\circ}$$

حيث $\text{ر}_{\text{ع}}$: معامل الارتباط الرباعى

حا : جيب الزاوية sin

ϕ : معامل فاى الذى حسب من القانون :

$$\phi = \frac{\text{أ} \times \text{د} - \text{ب} \times \text{جـ}}{\sqrt{(\text{أ} + \text{ب})(\text{جـ} + \text{د})(\text{أ}+\text{جـ})(\text{ب} +\text{د})}}$$

ويمكن أن يستعين الباحث بالجدول الموضع بالملاحق لتحويل قيم ϕ الى قيم معاملات ارتباط رباعى .

مثال : فيما يلى بيانات خاصة بمتغيرى الذكاء، وحب الاستطلاع لدى عينة من اطفال المرحله الابتدائية . والمطلوب حساب معامل الارتباط بين هذين المتغيرين .

	+	−	−	+	+	+	−	−	+	−	−	+
الذكاء :	١٢٠	١٠١	١٠٥	١١٧	١٢٠	١١٣	٩٥	٩٢	١١٢	١١٠	٩٠	١١٨
حب الاستطلاع:	١٥	٨	٧	١٢	١٥	٦	١٠	٨	١٦	٩	٤	٤
	+	−	−	+	+	−	+	−	+	−	−	−

علينا حساب وسيط الذكاء باستخدام قانون الوسيط أو بإجراء الترتيب كما يلى:

٩٠، ٩٢، ٩٥، ١٠١، ١٠٥ ، ١١٠، ١١٢ ، ١١٣، ١١٧، ١١٨، ١٢٠، ١٢٠

$$\text{الوسيط} = \frac{١١٠ = ١١٢}{٢} = ١١١$$

كذلك نحسب وسيط حب الاستطلاع

٤ ، ٤، ٦، ٧، ٨ ، ٨ − ٩ ، ١٠، ١٢، ١٥، ١٥، ١٦

$$\text{الوسيط} = \frac{٨ + ٩}{٢} = ٨\frac{١}{٢}$$

ونكون الجدول الرباعى التالى :

		وسيط الإستطلاع	
		أعلى	أقل
وسيط الذكاء	أعلى	٥ أ	٢ ب
	أقل	١ جـ	٤ د

$$\phi = \frac{أ \times د - ب \times جـ}{\sqrt{(أ + ب)(جـ + د)(أ + جـ)(ب + د)}}$$

$$\phi = \frac{٥ \times ٤ - ٢ \times ١}{\sqrt{٧ \times ٥ \times ٦ \times ٦}}$$

$$\phi = \frac{٢٠ - ٢}{\sqrt{١٢٦٠}} = \frac{١٨}{٣٥,٥٠} = ٠,٥١$$

ونحسب معامل الارتباط الرباعى

$$ر_ع = حا \phi \times ٩٠°$$

$= حا ٠,٥١ \times ٩٠$ وبالكشف فى الجدول بالملاحق ،

نجد ان $ر_ع = حا ٤٥,٩ = ٠,٧٢$

أى إن معامل الارتباط الرباعى التقريبى بين الذكاء وحب الاستطلاع ٠,٧٢

وهنا يجب ان نؤكد أن هذه الطريقة تعطى قيمة تقديرية معقوله للمعامل $ر_ع$ إذا كان كل من المتغيرين المتصلين، قد تم تقسيمه تقسيماً ثنائيًّا عند النقطة ، التى تمثل وسيط كل منهما.

ولا تعتمد قيمة معامل الارتباط الرباعى اعتماداً كبيراً على تساوى التكرارات الهامشية فى جدول الاقتران، كماهوالحال فى معامل فاى. وتكون قيمة معامل الارتباط الرباعى أكبر من معامل فاى فى جميع الحالات. فيما عدا الحالة التى تكون فيها قيمة كل منهما تساوى الصفر؛ أى عندما أ = ب ، جـ = د

ومن الجدير بالذكر أنه إذا كانت إحدى خلايا الجدول الرباعى تحتوى على الصفر، فإن قيمة معامل الارتباط الرباعى تكون غير محددة . ويمكن استخدام معامل الارتباط الرباعى عندما يكون كل من المتغيرين من النوع الثنائى الحقيقى، أو يمكن تقسيم كل من المتغيرين الأصليين تقسيماً ثنائياً بطريقة اعتبارية (الوسيط مثلا)، فى حين أن معامل فاى لايصلح غالباً إلا فى الحالة الأولى فقط.

وقيم معامل الارتباط الرباعى أقل ثباتاً من قيم معامل ارتباط بيرسون أو معامل الارتباط الثنائى، أى إن أخطاء العينات تكون أكبر فى حالة الارتباط الرباعى.. وحتى إذا أمكن تقسيم المتغير عند النقطة التى تمثل وسيط كل منهما، فإن أخطاء العينات فى هذه الحاله تزيد بنسبة ٥٠٪ عنها فى حالة استخدام معامل ارتباط بيرسون.

أى إن اعتماد الباحث على معامل الارتباط الرباعى فى الحالات التى يحسن فيها استخدام معامل ارتباط بيرسون ، يعنى فقدان الباحث لأكثر من نصف البيانات لديه، وعلى هذا تقل المعلومات التى يمكن أن يستمدها من هذه البيانات. وكلما ابتعدت نقطة تقسيم المتغيرين عن النقطة التى تمثل وسيط كل منهما، زادت أخطاء العينات ، إلا إذا استخدم الباحث عينة كبيرة بدرجة تسمح بالثقة فى قيمة معامل الارتباط الرباعى.

وعلى أى حال يفضل الاعتماد على معامل فاى ،عوضاًعن معامل الارتباط الرباعى.

وقد أشار جيلفورد Guilford إلى حالات لايجوز معها استخدام معامل الارتباط الرباعى هى مثلا:

أ صفر	ب ٢٠٠
جـ ١١٠	د ٩٠

$ر_ع = -١$

على الرغم من أن الخلية أ = صفر

أ ١١٠	ب ٨٠
جـ صفر	د ١٥٠

$ر_ع = +١$

على الرغم من أن الخلية جـ = صفر

أ ١٥	ب ٨٥
جـ ١٠٥	د ٩٥

التكرار ١٥ قليل جداً بالنسبة للتكرارات الأخرى

وعلى أى حال، فإن العلاقة المستقيمة إذا لم تكن منخفضة بين المتغيرين موضع الاهتمام ، فإن قيمة $ر_ع$ سوف تكون متحيزة .

٤- معامل التوافق (التصاحب) (معامل كنتجنسي)

Contingency Coefficient

هناك عدد كبير من الأساليب الإحصائية التى يمكن استخدامها لبيان مدى العلاقة أو الارتباط بين متغيرات ، لايمكن قياسها أو حتى مجرد تقسيمها فى رتب . وكل ما هو ممكن هو الحصول على المتغير فى صورة مجموعات أو أقسام يكون فيها لكل قسم صفة مميزة مثل (متزوج – أعزب – مطلق) لتمثيل الحالة الاجتماعية، ولون البشرة (أبيض – قمحى (حنطى) – أسود) ، ومتغير الجنسية (مصرى – سعودى – كويتى) ، أو متغير نوع الجناح (سرقة –جنس – تعاطى – قتل) .

ولقياس العلاقة بين هذه الظواهر غير القابلة للقياس العددى بعد تبويبها فى صورة جداول تكرارية مزدوجة عدد خلايا أعمدتها أو صفوفها ≥ ٢ ، يستخدم ما نسميه معامل التوافق ، وهو معامل أعم من معامل الاقتران الرباعى حيث يمكن تطبيقه سواء كان الجدول المزدوج من النمط ٢ × ٢ أو أكثر ، وسواء تساوى عدد خلايا الصفوف وعدد خلايا الأعمدة أو لم يتساوى .

ونفرض أننا نود قياس العلاقة بين لون العيون لدى الآباء ولونها لدى الأبناء فإننا نستخدم قانوناً على الصورة :

$$ق = \sqrt{١ - \frac{١}{جـ}}$$

$$\text{حيث جـ} = \text{مجموع} \frac{\text{مربع تكرار كل خلية}}{\text{مجموع التكرارات لعمود تلك الخلية} \times \text{مجموع التكرارات لصف نفس الخلية}}$$

الدلالة الإحصائية لمعامل التوافق :

لتعرف جوهرية قيمة المعامل الناتج ، علينا أن نحسب قيمة $كا^٢$ ونقارنها بجدول $كا^٢$ عند درجة حرية = (عدد الأعمدة – ١) × (عدد الصفوف – ١)

وحيث

$$كا^2 = \frac{ن \times ق^2}{1 - ق^2}$$

حيث ن = عدد أفراد العينة .

، $ق^2$ = مربع معامل التوافق المحسوب .

مثال : أوجد العلاقة بين الصفات الوراثية للون العيون لدى الأبناء ولونها لدى الآباء، إذا توصل باحث للبيانات التالية :

الأبناء / الآباء	زرقاء	خضراء	بنية	المجموع
زرقاء	٢	٤	٤	١٠
خضراء	٣	١	٦	١٠
بنية	٥	٢	٣	١٠
المجموع	١٠	٧	١٣	٣٠

الحـــل : لابد من حساب جـ بداية ، وهى كما يلى :

$$\frac{\text{مربع تكرار الخلية}}{\text{مجموع تكرارات عمود تلك الخلية} \times \text{مجموع تكرارات صف الخلية نفسها}}$$

إذاً بالنسبة للتكرار ٢ نجد $\frac{(٢)^2}{١٠ \times ١٠} = ٠,٠٤$

بالنسبة للتكرار ٣ نجد $\frac{(٣)^2}{١٠ \times ١٠} = ٠,٠٩$

بالنسبة للتكرار ٥ نجد $\frac{(٥)^2}{١٠ \times ١٠} = ٠,٢٥$

بالنسبة للتكرار ٤ = ٠,٢٣

بالنسبة للتكرار ١ = ٠,٠١

بالنسبة للتكرار ٢ = ٠,٠٦

بالنسبة للتكرار ٤ = ٠,١٢

بالنسبة للتكرار ٦ = ٠,٢٨

بالنسبة للتكرار ٣ = ٠,٠٧

إذاً جـ = مجموع النواتج السابقة

= ١,١٥

$$\text{إذاً معامل التوافق} = \sqrt{١ - \frac{١}{جـ}}$$

$$= \sqrt{١ - \frac{١}{١,١٥}}$$

$$= \sqrt{١ - ٠,٨٧}$$

$$= \sqrt{٠,١٣}$$

= ٠,٣٦

ولابد من التحقق من الدلالة الإحصائية بحساب قيمة $كا^٢$

$$كا^٢ = \frac{ن \times ق^٢}{١ - ق^٢}$$

$$= \frac{٣٠ \times (٠,٣٦)^٢}{١ - (٠,٣٦)^٢}$$

$$= \frac{٣٠ \times ٠,١٢}{١ - ٠,١٣}$$

$$= \frac{٣,٩٠}{٠,٨٧}$$

= ٤,٤٨

وبالدخول إلى جدول $كا^٢$ الموضح بالملاحق عند درجات حرية

= (عدد الأعمدة – ١) × (عدد الصفوف – ١)

= (٣ – ١) × (٣ – ١) = ٢ × ٢ = ٤

نجد أن القيم النظرية لـ كا^{2} كما يلى :

عند مستوى ٠,٠٥ كا^{2} = ٩,٤٩

عند مستوى ٠,٠١ كا^{2} = ١٣,٢٨

وحيث إن قيمة كا^{2} المحسوبة ٤,٤٨ وهى أقل من القيمة اللازمة للدلالة الإحصائية عند مستوى ٠,٠٥

لذلك يمكننا القول بأنه لاتوجد علاقة بين الخصائص الوراثية للون العيون لدى الأبناء ولونها لدى الآباء .

ملاحظة :

١- إذا كانت الظاهرتان مستقلتين تماماً فإن قيمة جـ = ١ ، وبالتالى ق = صفر ؛ أى إن العلاقة منعدمة بين المتغيرين (استقلالية المتغيرين) . أما إذا كانت جـ > ١ فإن معامل التوافق ق لا يساوى صفراً. وهذا يشير إلى إمكان وجود علاقة . وكلما ازدادت قيمة جـ ، اقتربت قيمة ق من الواحد الصحيح .

٢- تنحصر قيمة ق بين صفر ، ١ .

٣ - اتجاه العلاقة (طردى أو عكسى) هنا أمر غير وارد .

ويمكن الاستفادة أيضاً من معامل التوافق فى إيجاد العلاقة بين متغيرين أحدهما كمى ، والاخر اسمى (نوعى) ، وعلى سبيل المثال العلاقة بين سعر السلعة ونوعيتها.

مثال : أوجد العلاقة ودلالتها الإحصائية بين سعر لعبة الطفل س وحجمها ح إذا تم الحصول على البيانات التالية :

ح / س	صغير	متوسط	كبير	كبير جدًا	المجموع
أ	٢	٣	٥	٢	١٢
ب	١	٣	١	٢	٧
جـ	٢	٢	٣	١	٨
د	٣	٣	٢	١	٩
المجموع	٨	١١	١١	٦	٣٦

الحل :

$$\text{جـ} = \frac{(٢)^{٢}}{١٢ \times ٨} + \frac{(٣)^{٢}}{١٢ \times ١١} + \frac{(٥)^{٢}}{١٢ \times ١١} + \frac{(٢)^{٢}}{١٢ \times ٦}$$

$$+ \frac{(١)^{٢}}{٧ \times ٨} + \frac{(٣)^{٢}}{٧ \times ١١} + \frac{(١)^{٢}}{٧ \times ١١} + \frac{(٢)^{٢}}{٧ \times ٦}$$

$$+ \frac{(٢)^{٢}}{٨ \times ٨} + \frac{(٢)^{٢}}{٨ \times ١١} + \frac{(٣)^{٢}}{٨ \times ١١} + \frac{(١)^{٢}}{٨ \times ٦}$$

$$= \frac{(٣)^{٢}}{٩ \times ٨} + \frac{(٣)^{٢}}{٩ \times ١١} + \frac{(٢)^{٢}}{٩ \times ١١} + \frac{(١)^{٢}}{٩ \times ٦}$$

= ٠,٠٤ + ٠,٠٧ + ٠,١٩ + ٠,٠٦ + ٠,٠٢ + ٠,١٢

+ ٠,٠١ + ٠,١٠ + ٠,٠٦ + ٠,٠٥ + ٠,١٠ + ٠,٠٢

+ ٠,١٣ + ٠,٠٩ + ٠,٠٤ + ٠,٠٢

= ١,١٢

بما أن $\text{ق} = \sqrt{١ - \frac{١}{\text{جـ}}}$

$$\text{ق} = \sqrt{١ - \frac{١}{١,١٢}}$$

$$= \sqrt{١ - ٠,٨٩}$$

$$= \sqrt{٠,١١}$$

$$= ٠,٣٣$$

وعلينا الكشف عن الدلالة الإحصائية عن طريق $\text{كا}^{٢}$:

$$\text{كا}^{٢} = \frac{\text{ن} \times (\text{ق})^{٢}}{١ - (\text{ق})^{٢}}$$

$$= \frac{٣٦ \times (٠,٣٣)^{٢}}{١ - (٠,٣٣)^{٢}}$$

$$= \frac{٠,١١ \times ٣٦}{١ - ٠,١١}$$

$$= \frac{٣,٩٦}{٠,٨٩} = ٤,٤٥$$

وعند درجات حرية = (عدد الأعمدة – ١) × (عدد الصفوف – ١)

= (٤ – ١) × (٤ – ١)

= ٣ × ٣ = ٩

نجد أن قيم كا^{٢} الجدولية كما يلى :

عند مستوى ٠,٠٥ كا^{٢} = ١٥,٩٢ .

عند مستوى ٠,٠١ كا^{٢} = ٢١,٦٧

وبمقارنة قيمة كا^{٢} المحسوبة وهى ٤,٤٥ نجد أنها أقل من القيمة اللازمة للدلالة الإحصائية عند مستوى ٠,٠٥

وبالتالى لاتوجد علاقة ذات دلالة إحصائية بين سعر اللعبة وحجمها فى ضوء البيانات المعطاة .

٥- معامل كرامير Cramer coefficient

سبق الإشارة إلى أن هناك عدداً من الأساليب الإحصائية ، التى يمكن استخدامها للكشف عن العلاقة بين المتغيرات الاسمية (النوعية – الكيفية) . وقد قدم كرامر معاملاً آخر للتوافق على الصورة .

$$ق = \sqrt{\frac{جـ - ١}{ع - ١}}$$

$$\text{حيث جـ = مجموع } \frac{\text{مربع تكرار كل خلية}}{\text{مجموع التكرارات لعمود تلك الخلية} \times \text{مجموع التكرارات لصف الخلية نفسها}}$$

كما سبق .

، ع : العدد الأقل للصفوف أو الأعمدة .

ويلاحظ أنه إذا اشتمل الجدول التكرارى المزدوج للبيانات على صفين فقط وعمودين فقط فإن :

$$ق = \sqrt{جـ - ١}$$

وهى مماثلة تماماً لمعامل فاى (ϕ) الذى سبق إيضاحه .

الدلالة الإحصائية لمعامل كرامر :

يمكن اتباع أسلوب الدلالة لمعامل التوافق نفسه السابق .

مثال : فى دراسة عن دور البرامج المقصودة على مفهوم الذات لدى الأطفال، جمع الباحث البيانات التالية من خلال دراسته التجريبية :

البرامج / النتيجة	أ	ب	جـ	المجموع
تحسن	٤٥	٥٠	٣٠	١٢٥
كماهو	٢٩	٢٠	٣١	٨٠
انخفض	٦	٣	١٥	٢٤
المجموع	٨٠	٧٣	٧٦	٢٢٩

والمطلوب الكشف عن الارتباط ودلالته بين البرنامج والنتيجة .

الحل :

$$جـ = \frac{(٤٥)^٢}{١٢٥ \times ٨٠} + \frac{(٥٠)^٢}{١٢٥ \times ٧٣} + \frac{(٣٠)^٢}{١٢٥ \times ٧٦}$$

$$+ \frac{(٢٩)^٢}{٨٠ \times ٨٠} + \frac{(٢٠)^٢}{٨٠ \times ٧٣} + \frac{(٣١)^٢}{٨٠ \times ٧٦}$$

$$+ \frac{(٦)^٢}{٢٤ \times ٨٠} + \frac{(٣)^٢}{٢٤ \times ٧٣} + \frac{(١٥)^٢}{٢٤ \times ٧٦}$$

جـ = ٠,٢٠ + ٠,٢٧ + ٠,٠٩

+ ٠,١٣ + ٠,٠٧ + ٠,١٦

+ ٠,٠٢ + ٠,٠١ + ٠,١٢

جـ = ١,٠٧

ويلاحظ أن عدد خلايا الأعمدة يساوى عدد خلايا الصفوف

إذاً ع = ٣ أى منهما

بما أن ق = $\sqrt{\frac{\text{جـ} - ١}{\text{ع} - ١}}$

ق = $\sqrt{\frac{١,٠٧ - ١}{٣ - ١}}$

ق = $\sqrt{\frac{١,٠٧}{٣ - ١}}$

ق = $\sqrt{٠,٠٣٥}$

ق = ٠,١٩

أى أن هناك ارتباطاً ضعيفاً ، ولكن الأمر يتطلب أيضاً التأكد من مستوى الدلالة الإحصائية للمعامل الناتج ، وبالطبع سوف نحسب قيمة $\text{كا}^{٢}$

$\text{كا}^{٢} = \frac{\text{ن} \times (\text{ق})^{٢}}{١ - (\text{ق})^{٢}}$

$\text{كا}^{٢} = \frac{٢٢٩ \times (٠,١٩)^{٢}}{١ - (٠,١٩)^{٢}}$

$= \frac{٨,٢٧}{٠,٩٦}$

$\text{كا}^{٢} = ٨,٦١$

وعندما تكون درجات الحرية = (عدد الأعمدة - ١) × (عدد الصفوف - ١)

= (٣ - ١) × (٣ - ١)

= ٢ × ٢ = ٤

نلاحظ أن قيم كا^{٢} الجدولية (النظرية) كما يلى :

عند مستوى ٠,٠٥ كا^{٢} = ٩,٤٩

عند مستوى ٠,٠١ كا^{٢} = ١٣,٢٨

وبالتالى فإن قيمة كا^{٢} = ٨,٦١ المحسوبة أقل من القيم النظرية . وعلى هذا فالارتباط ليس له دلالة إحصائية بين نوع البرنامج وتغير مفهوم الذات .

مثال : أراد باحث التحقق من صحة الفرض القائل « لاتوجد علاقة بين التخصص والمستوى الاجتماعى للأسرة » .

وقد جمع الباحث البيانات التالية فى ضوء تعريفة لهذين المتغيرين والأدوات المستخدمة .

المستوى / التخصص	مرتفع	متوسط	منخفض	المجموع
علمى	٢٨	١١	٥	٤٤
أدبى	٧	١٤	٢٠	٤١
المجموع	٣٥	٢٥	٢٥	٨٥

الحل :

$$جـ = \frac{(٢٨)^{٢}}{٣٥ \times ٤٤} + \frac{(١١)^{٢}}{٢٥ \times ٤٤} + \frac{(٥)^{٢}}{٢٥ \times ٤٤}$$

$$+ \frac{(٧)^{٢}}{٣٥ \times ٤١} + \frac{(١٤)^{٢}}{٢٥ \times ٤١} + \frac{(٢٠)^{٢}}{٢٥ \times ٤١}$$

جـ = ٠,٥١ + ٠,١١ + ٠,٠٢

+ ٠,٠٣ + ٠,١٩ + ٠,٣٩

جـ = ١,٢٥

بما أن عدد الصفوف هو الأقل ، إذاً ع = ٢

بما أن ق = $\sqrt{\frac{\text{جـ} - ١}{\text{ع} - ١}}$

ق = $\sqrt{\frac{١,٢٥ - ١}{٢ - ١}}$

ق = $\sqrt{٠,٢٥}$

ق = ٠,٥٠

وعلينا أن نتعرف الدلالة الإحصائية.

كا^{٢} = $\frac{\text{ن (ق)}^{٢}}{١ - \text{(ق)}^{٢}}$

كا^{٢} = $\frac{٨٥ \times (٠,٥٠)^{٢}}{١ - (٠,٥٠)^{٢}}$

كا^{٢} = $\frac{٢١,٢٥}{٠,٧٥}$

كا^{٢} = ٢٨,٣٣

القيم النظرية عند درجات حرية = ٢ × ١

= ٢

عند مستوى ٠,٠٥ كا^{٢} = ٥,٩٩

عند مستوى ٠,٠١ كا^{٢} = ٩,٢١

ويلاحظ أن قيمة كا^{٢} المحسوبة من القيم النظرية اللازمة للدلالة عند مستوى ٠,٠٥

وبالتالى يُرفَض الفرض الصفرى ، ويمكننا القول بأن هناك علاقة ذات دلالة إحصائية بين التخصص والمستوى الاجتماعى للأسرة.

ملاحظة (١) :

هناك صيغة أخرى لمعامل كرامير (كرامر) على الصورة :

$$ق = \sqrt{\frac{كا^{٢}}{ن(ع - ١)}}$$

حيث $كا^{٢} = مجـ \frac{(هـ - ق)^{٢}}{ق}$

حيث هـ المشاهد ، ق المتوقع

وقيمة المتوقع ق = $\frac{\text{مجموع تكرارات الصف × مجموع تكرارات العمود}}{ن}$

ويتم حساب المتوقع لكل خلية من خلايا الجدول التكرارى الخاص بالبيانات ، وسوف يتم إيضاح ذلك فيما بعد.

ملاحظة (٢) :

عند تفسير معامل التوافق ، فإنه يجب تذكر أن قيمته دائماً موجبة، كما أن القيمة العظمى لمعامل التوافق ق لا نصل إلى الواحد الصحيح، لأن هذه القيمة تعتمد على العدد الأصغر للأعمدة أو الصفوف ، ولذلك يجب مقارنة قيمة معامل التوافق ق بالقيمة العظمى لمعامل التوافق.

والقيمة العظمى لمعامل التوافق :

$$ق_{ظ} = \sqrt{\frac{ع - ١}{ع}}$$

حيث ع العدد الأصغر للصفوف أو الأعمدة .

ففى المثال السابق الخاص بين التخصص والمستوى الاجتماعى للأسرة ، كانت قيمة ق = ٠,٥٠

وتكون القيمة العظمى :

$$ق_{ظ} = \sqrt{\frac{ع - ١}{ع}}$$

$$= \sqrt{\frac{٢ - ١}{٢}}$$

$$= \sqrt{٠,٥}$$

$$= ٠,٧١$$

وبذلك نلاحظ أن العلاقة بين التخصص والمستوى الاجتماعى ٠,٥٠ تعتبر قوية بالنسبة للقيمة العظمى ٠,٧١ وليس بالنسبة للقيمة العظمى ١,٠٠ .

٦ – معامل تشيبرو Tachuprou coefficient

عندما كنا نستخدم معامل فاى (φ) ، كنا نتعامل مع متغيرين ينقسم كل منهما انقساماً ثنائياً مثل (نعم – لا) ، إلا أنه فى بعض الحالات نجد أن أحد المتغيرين يكون منقسماً انقساماً ثلاثياً مثل (نعم – متردد – لا) ، أو أن للبند بديلاً للإجابة من بين ثلاثة بدائل أو أربعة ، مثل (موافق بشدة – موافق – أرفض – أرفض بشدة) . وفى مثل هذه الحالات لا يمكن استخدام معامل فاى الذى يعتمد على التقسيم الثنائى للمتغير، ويقدم تشيبرو معاملاً يسمى بمعامل الارتباط الثلاثى يعطى بالقانون:

$$ر_ش = \sqrt{\frac{ق^٢}{(١ - ق^٢)\sqrt{(ل - ١)(م - ١)}}}$$

بحيث $ر_ش$: معامل تشيبرو.

ق : معامل التوافق الذى يمكن حسابه بأى من الطرق السابقة .

ل : عدد البدائل أو الانقسامات للمتغير الأول.

م : عدد البدائل أو الانقسامات للمتغير الثانى.

مثال : نفرض أن باحثاً وصل لمعامل توافق ق = ٠,٣٤ بين المستوى الحضارى (ريف – حضر) والمستوى الاقتصادى (مرتفع – متوسط – منخفض) والمطلوب حساب معامل تشيبرو.

بما أن ق = ٠,٣٤

ل = ٢

م = ٣

$$\text{بما أن } ر_{ق} = \sqrt{\frac{ق^{٢}}{(١ - ق^{٢})\sqrt{(ل - ١)(م - ١)}}}$$

$$ر_{ق} = \sqrt{\frac{(٠,٣٤)^{٢}}{[١ - (٠,٣٤)^{٢}]\sqrt{(٢ - ١)(٣ - ١)}}}$$

$$ر_{ق} = \sqrt{\frac{٠,١٢}{[١ - ٠,١٢]\sqrt{(١)(٢)}}}$$

$$= \sqrt{\frac{٠,١٢}{[٠,٨٨]\sqrt{٢}}}$$

$$= \sqrt{\frac{٠,١٢}{٠,٨٨ \times ١,٤١}}$$

$$= \sqrt{\frac{٠,١٢}{١,٢٤}}$$

$$= \sqrt{٠,١٠}$$

$$= ٠,٣٢$$

٧ - اختبار الاستقلالية Chi Square Test of Independence

سوف نشير فيما بعد إلى استخدام اختبار كا^{٢} ، بوصفه اختباراً للتجانس بين توزيعى عينتين مختلفتين على عدد من الفئات ، مثل : توزيع الذكور والإناث على الاتجاهات نحو عمل المرأة . ويمكننا أن نلجأ لاختبار كا^{٢} وفق تصميمات أخرى ليكون اختباراً للاستقلالية بدلاً من كونه اختباراً للتجانس . ورغم أن الخطوات الحسابية لاتختلف فى الحالتين إلا أن طبيعة الاستخدام والاستفادة من كا^{٢} هى التى تختلف . وفى حالة استخدام اختبار كا^{٢} للكشف عن الاستقلالية .. فإننا نتعامل مع عينة ذكور فقط مثلاً

بدلاً من عينتين ذكور وإناث ، إلا أن هذه العينة الواحدة لها توزيعان مختلفان عن ظاهرتين ونرغب فى اختبار ما إذا كانت الظاهرتان مستقلتين أم لا .

ففى مجال التربية قد نهتم بمعرفة ما إذاكانت الآراء حول قضية ما مثل التسرب تختلف باختلاف (أو ترتبط مع) متغير آخر ، مثل : المستوى الوظيفى فى سلك التعليم (موجِّه– مدرس أول – مدرس) .

وعلينا أن نستخدم قانون كا٢ المشهور:

$$\text{كا}^2 = \text{مجـ} \frac{(\text{هـ} - \text{ق})^2}{\text{ق}}$$

حيث هـ المشاهد

ق المتوقع

$$\text{والمتوقع ق} = \frac{\text{مجموع تكرارات الصف} \times \text{مجموع تكرارات العمود}}{\text{ن}}$$

وذلك بالنسبة لجميع الخلايا الناتجة عن الرصد المزدوج Cross - Tabulation للبيانات (التكرارات) .

مع ملاحظة أن ن هو عدد أفراد العينة التى تم إجراء البحث عليها ، وبدرجات حرية = (عدد الأعمدة – ١) × (عدد الصفوف – ١)

مثال : سأل باحث عدداً من التربويين من ثلاث فئات ، هى (موجه – مدير – مدرس)حول إجراء الدروس الخصوصية بإشراف المدرسة ، وجاءت النتائج كمايلى:

الرأى / الوظيفة	موافق	غير موافق	المجموع
موجِّه	٣٥	١٥	٥٠
مدير	٤٧	١٣	٦٠
مدرس	١٢	٦٨	٨٠
المجموع	٩٤	٩٦	١٩٠

تحـقق من صـحـة الفـرض القـائل «تخـتلف نسب الموافـقين على إجـراء الدروس الخصوصية بإشراف المدرسة باختلاف الوظائف التربوية»

الحل : متوقع الخلية التى تكرارها ٣٥ = $\frac{٩٤ \times ٥٠}{١٩٠}$ = ٢٤,٧٤

متوقع الخلية التى تكرارها ١٥ = $\frac{٩٦ \times ٥٠}{١٩٠}$ = ٢٥,٢٦

متوقع الخلية التى تكرارها ٤٧ = $\frac{٩٤ \times ٦٠}{١٩٠}$ = ٢٩,٦٨

متوقع الخلية التى تكرارها ١٣ = $\frac{٩٦ \times ٦٠}{١٩٠}$ = ٣٠,٣٢

متوقع الخلية التى تكرارها ١٢ = $\frac{٩٤ \times ٨٠}{١٩٠}$ = ٣٩,٥٨

متوقع الخلية التى تكرارها ٦٨ = $\frac{٩٦ \times ٨٠}{١٩٠}$ = ٤٠,٤٢

بما أن $كا^٢ = مجـ \frac{(هـ - ق)^٢}{ق}$

إذا $كا^٢ = \frac{(٣٥ - ٢٤,٧٤)^٢}{٢٤,٧٤} + \frac{(١٥ - ٢٥,٢٦)^٢}{٢٥,٢٦}$

$+ \frac{(٤٧ - ٢٩,٦٨)^٢}{٢٩,٦٨} + \frac{(١٣ - ٣٠,٣٢)^٢}{٣٠,٣٢}$

$+ \frac{(١٢ - ٣٩,٥٨)^٢}{٣٩,٥٨} + \frac{(٦٨ - ٤٠,٤٢)^٢}{٤٠,٤٢}$

$كا^٢$ = ٤,٢٥ + ٤,١٧

+ ١٠,١١ + ٩,٨٩

+ ١٩,٢٢ + ١٨,٨٢

$كا^٢$ = ٦٦,٤٦

وعند درجات حرية = (عدد الأعمدة – ١) × (عدد الصفوف – ١)

= (٢ – ١) × (٣ – ١)

= ١ × ٢

= ٢

فإن القيم النظرية :

عند مستوى ٠,٠٥ $كا^{٢}$ = ٥,٩٩

عند مستوى ٠,٠١ $كا^{٢}$ = ٩,٢١

وبذلك فإننا نلاحظ أن القيمة المحسوبة $كا^{٢}$ = ٦٦,٤٦ أكبر من القيمة النظرية اللازمة للدلالة عند مستوى ٠,٠١

وبذلك فإننا نرى أن الرأى فى الإشراف على الدروس الخصوصية غير مستقل عن الوظيفة التربوية ، أى تختلف نسب الموافقين على الإشراف المدرسى على الدروس الخصوصية باختلاف وظائفهم التربوية.

ويلاحظ أن رفض الفرض الصفرى يجعلنا فى حيرة من تحديد أى النسب هى التى تختلف هل هى نسبة الموافقين من المديرين أم الموجهين أم المدرسين ، وإذا كانت التكرارات تشير إلى أن المدرسين يميلون أكثر إلى عدم الموافقة.

٨ – معامل لامدا Lambda coefficient

لقياس الارتباط بين المتغيرات المنقسمة اسمياً ، قدم جوتمان Guttman معاملاً لتقدير متغير ص بدلالة آخر س على الصورة :

$$\lambda_{ص\ س} = \frac{مجـ ك/ - ك/_{ص}}{ن - ك/_{ص}}$$

حيث $\lambda_{ص\ س}$: معامل لامدا الذى يوضح الدرجة التى يمكن بها تقدير ص من المتغير المستقل س .

مجـ ك/ : مجموع تكرارات الفئات المنوالية (الأكثر تكراراً) لكل فئة من فئات المتغير المستقل س.

$ك^/_{ص}$: تكرار الفئة المنوالية الهامشية (الأكثر تكراراً) للمتغير التابع ص.

ويفضل اللجوء إليه عوضاً عن اختبار كا^2 ، عندما تكون بعض تكرارات خلايا الجدول المزدوج بها أصفار.

الدلالة الإحصائية لمعامل لامدا :

لمعرفة الدلالة الإحصائية لمعامل لامدا ، يجب أن نحسب قيمة كا^2 من تكرارات الجدول المزدوج للبيانات ، ثم الكشف عن دلالتها الإحصائية بدرجات حرية = (عدد الأعمدة – ١) × (عدد الصفوف – ١)

فإذا اتضح أن كا^2 دالة إحصائية دل ذلك على أن معامل لامدا له دلالة إحصائية والعكس صحيح.

ويجب أن نذكر أن توزيع λ توزيعاً معقداً ، ومع ذلك فإنه عندما يكون = صفر في المجتمع ، فإن كا^2 سوف تكون كذلك مساوية للصفر.

مثال : في دراسة عن جناح الأحداث جمع الباحث بيانات عن العمر ونوع الانحراف في سبيل التحقق من صحة الفرض القائل :

« لا يوجد ارتباط دال بين العمر ونوع الانحراف ».

الإنحراف / العمر	٨ – ١٠	١١ – ١٣	١٤ – ١٦	المجموع
سرقة	٢٩	١٤	٣	٤٦
جنس	١٩	٧٩	٥	١٠٣
تعاطي	٩	٦	١١٥	١٣٠
المجموع	٥٧	٩٩	١٢٣	٢٧٩

الحل :

على اعتبار ص هو نوع الانحراف (المطلوب تقديره – تابع)

، س هو العمر (مستقل).

$$\lambda_{ص س} = \frac{مجـ ك/ - ك/_{ص}}{ن - ك/_{ص}}$$

$$= \frac{(٢٩ + ٧٩ + ١١٥) - ١٣٠}{٢٧٩ - ١٣٠}$$

$$\lambda_{ص س} = \frac{٢٣٣ - ١٣٠}{٢٧٩ - ١٣٠}$$

$$= \frac{٩٣}{١٤٩}$$

$$= ٠,٦٢$$

وللتحقق من الدلالة الإحصائية يجب علينا حساب $كا^{٢}$

$$كا^{٢} = مجـ \frac{(هـ - ق)^{٢}}{ق}$$

متوقع الخلية التى تكرارها ٢٩ = $\frac{٥٧ \times ٤٦}{٢٧٩} = ٩,٤٠$

متوقع الخلية التى تكرارها ١٤ = $\frac{٩٩ \times ٤٦}{٢٧٩} = ١٦,٣٢$

متوقع الخلية التى تكرارها ٣ = $\frac{١٢٣ \times ٤٦}{٢٧٩} = ٢٠,٢٨$

متوقع الخلية التى تكرارها ١٩ = $\frac{٥٧ \times ١٠٣}{٢٧٩} = ٢١,٠٤$

متوقع الخلية التى تكرارها ٧٩ = $\frac{٩٩ \times ١٠٣}{١٧٩} = ٥٦,٩٧$

متوقع الخلية التى تكرارها ٥ = $\frac{١٢٣ \times ١٠٣}{١٧٩} = ٦,٦٧$

متوقع الخلية التى تكرارها ٩ = $\frac{٥٧ \times ١٣٠}{١٧٩} = ٤١,٤٠$

متوقع الخلية التى تكرارها ٦ = $\frac{١٣٠ \times ٩٩}{١٧٩} = ٧١,٩٠$

متوقع الخلية التى تكرارها ١١٥ = $\frac{١٣٠ \times ١٢٣}{١٧٩} = ٨٩,٣٣$

$$كا^{٢} = \frac{(٢٩ - ٩,٤٠)^{٢}}{٩,٤٠} + \frac{(١٤ - ١٦,٣٢)^{٢}}{١٦,٣٢} + \frac{(٣ - ٢٠,٢٨)^{٢}}{٢٠,٢٨}$$

$$+ \frac{(١٩ - ٢١,٠٤)^{٢}}{٢١,٠٤} + \frac{(٧٩ - ٥٦,٩٧)^{٢}}{٥٦,٩٧} + \frac{(٥ - ٦,٦٧)^{٢}}{٦,٦٧}$$

$$+ \frac{(٩ - ٤١,٤٠)^{٢}}{٤١,٤٠} + \frac{(٦ - ٧١,٩٠)^{٢}}{٧١,٩٠} + \frac{(١١٥ - ٨٩,٣٣)^{٢}}{٨٩,٣٣}$$

$كا^{٢} = ٤٠,٨٧ + ٠,٣٣ + ١٤,٧٢$

$+ ٠,٢٠ + ٨,٥١ + ٠,٤٢$

$+ ٢٥,٣٦ + ٦٠,٤٠ + ٧,٣٨$

$كا^{٢} = ١٥٨,١٩$

عند درجات حرية = $(٣ - ١) \times (٣ - ١)$

$= ٢ \times ٢$

$= ٤$

فإن قيمة $كا^{٢}$ المحسوبة تعتبر دالة إحصائية.

ومن ثم فإن معامل لامدا دال إحصائياً.

ويمكن القول ، بإن هناك ارتباطاً دالا بين العمر ونوع الانحراف ، .

ملاحظة :

معامل لامدا قيمته تقع بين صفر ، ١ أى أن $٠ \leqslant \lambda \leqslant ١$ ، وهو معامل غيرمتماثل بمعنى أن $\lambda_{ص س}$ لايساوى $\lambda_{س ص}$

وهو معامل يحددالدرجة ، التى يمكن بها تقدير المتغير التابع من المتغير المستقل.

كما يفضل اللجوء إليه مؤكدين ، عندما تكون بعض خلايا الجدول المزدوج تكراراتها أصفار.

ملاحظة هامة :

كما هو معروف فإن توزيع كا٢ (x^2) توزيعاً مستمراً أو متصلاً ، وعندما يقل التكرار المتوقع فى خلايا جدول على النمط ٢ × ٢ عن القيمة (٥) ، فإن التوزيع لـ كا٢ يبتعد عن الاتصالية ، وتصبح المطابقة بين توزيع المعانية بدرجة حرية (١) وتوزيع كا٢ النظرى ضعيفة . ولقد كانت هناك توصيات بإجراء تصحيح يتسYates correction for continuity لعلاج المشكلة السابقة .

إلا أن الأبحاث الحديثة خلصت إلى عدم إجراء هذا التصحيح ؛ إذ إن استخدامه يؤدى لضعف قوة الاختبار ، ومن ثم إلى زيادة احتمالية قبول الفرض الصفرى فى الوقت الذى يكون فيه خاطئاً . وعندما تزيد درجة الحرية عن (١) أى فى حالة خلايا جدوال على النمط ٢ × ٣ أو ٣ × ٣ أو أكثر فإن ابتعاد توزيع المعاينة عن توزيع كا٢ لايؤثر بشكل جوهرى على المطابقة ، ولكن عندما يكون أكثر من ٢٠ ٪ من الخلايا لها تكرار متوقع أقل من (٥) أو تظهر خلية واحدة بتكرار متوقع أقل من الواحد الصحيح ، فإنه من الممكن ضم الأعمدة أو الصفوف بعضها لبعض دون تأثير وهذا ما أكد عليه كاميلى وهوبكنز Camilli and Hopkins ، وكذلك هنكل وزملاؤه Hinkle, et.al.

وعند استخدام الحاسب الآلى مع بيانات أحد البحوث فالنتائج التالية توضح تصنيفاً مزدوجاً على النمط ٢ × ٢ لعينة (ذكور – إناث) عند استجاباتهم (نعم – لا) على واحد من أسئلة الخوف وذلك طبقاً لحزمة البرامج Spss-x

A bivariate crosstabulation using general mode

```
- - - - - - - - - - - - - - - - - - - C R O S S T A B U L A T I O N   O F - - - - - - - - - - - - - - - - - - -
  FEAR      AFRAID  TO WALK AT NIGHT IN NEIGHBORHOOD     BY  SEX
- - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - -  PAGE  1 OF  1
```

		SEX		
	COUNT	MALE 1	FEMALE 2	ROW TOTAL
FEAR YES	1	55	180	235 47.4
NO	2	172	89	261 52.6
	COLUMN TOTAL	227 45 8	269 54.2	496 100.0

NUMBER OF MISSING OBSERVATIONS = 4

وفي بحث آخر فالنتائج التالية توضح تصنيفاً مزدوجاً على النمط ٢ × ٢ لعينة (ذكور – إناث) ، عند استجاباتهم (نعم – لا) على أحد أسئلة الخوف ، بعد استبدال تكرارات الخلايا بالنسب المئوية لتكرار الخلية ، فى ضوء تكرارات الصف والنسب المئوية لتكرارات لخلية فى ضوء تكرارات العمود ، طبقاً لحزمة البرامج Spss - x ، عند استخدامها على الحاسب الآلى .

Requesting cell percentages

```
- - - - - - - - - - - - - - - - - - - - -  C R O S S T A B U L A T I O N   O F  - - - - - - - - - - - - - -
   FEAR      AFRAID  TO WALK AT NIGHT IN NEIGHBORHOOD     BY  SEX
- - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - -  PAGE  1 OF  1

                     SEX
          ROW PCT I
          COL PCT IMALE     FEMALE     ROW
                  I                   TOTAL
                  I       1I       2I
FEAR      --------+--------+--------+
                1 I  23.4  I  76.6  I   235
  YES             I  24.2  I  66.9  I  47.4
                  +--------+--------+
                2 I  65.9  I  34.1  I   261
  NO              I  75.8  I  33.1  I  52.6
                  +--------+--------+
           COLUMN    227       269      496
            TOTAL   45.8      54.2    100.0

NUMBER OF MISSING OBSERVATIONS =     4
```

والنتائج التالية توضح معاملات مختلفة مثل معامل (لامدا) ومعامل (سومر) ومعامل (فاى) ومعامل (جاما) وقيمة (مربع كاى) وغيرها ، وذلك لجدول التكرار المزدوج الذى سبق عرضه فى ضوء حزمة البرامج Spss- X .

Statistics available with CROSSTABS

CHI-SQUARE	D.F.	SIGNIFICANCE	MIN E.F.	CELLS WITH E.F. | 5
88.26870	1	0.0000	107.550	NONE
89.97266	1	0.0000	(BEFORE YATES CORRECTION)	

STATISTIC	SYMMETRIC	WITH FEAR DEPENDENT	WITH SEX DEPENDENT
LAMBDA	0.37662	0.38723	0.36564
UNCERTAINTY COEFFICIENT	0.13624	0.13602	0.13648
SOMERS' D	-0.42591	-0.42685	-0.42496
ETA		0.42591	0.42591

STATISTIC	VALUE	SIGNIFICANCE
PHI	0.42591	
CONTINGENCY COEFFICIENT	0.39185	
KENDALL'S TAU B	-0.42591	0.0000
KENDALL'S TAU C	-0.42379	0.0000
PEARSON'S R	-0.42591	0.0000
GAMMA	-0.72696	

NUMBER OF MISSING OBSERVATIONS = 4

وفيمايلى نتائج حساب معاملات مثل معامل (لامدا) ومعامل (كندال ب ، جـ) ومعامل (جاما) ، وقيمة (مربع كاى) لجدول مزدوج على النمط ٣ × ٣ مع عدم توفر استجابات لعدد من الأفراد قدرة ١١٨ وذلك طبقاً لبرنامج معد على الحزمة Spss-X

Output from the CROSSTABS command

```
- - - - - - - - - - - - - - - - - - - - C R O S S T A B U L A T I O N   O F - - - - - - - - - - - - - - - -
   DRUNK     EVER DRINK TOO MUCH                                   BY  AGE      AGE IN FOUR CATEGORIES
- - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - -  PAGE  1 OF  1

                     AGE
             COUNT  I
           ROW PCT  IYOUNGEST                       OLDEST
           COL PCT  IQUARTER                        QUARTER    ROW
                    I       1I       2I       3I       4I    TOTAL
DRUNK       --------+--------+--------+--------+--------+
                  1 I    62  I    33  I    36  I    16  I     147
  YES               I  42.2  I  22.4  I  24.5  I  10.9  I    38.5
                    I  57.9  I  34.7  I  37.9  I  18.8  I
                    +--------+--------+--------+--------+
                  2 I    45  I    62  I    59  I    69  I     235
  NO                I  19.1  I  26.4  I  25.1  I  29.4  I    61.5
                    I  42.1  I  65.3  I  62.1  I  81.2  I
                    +--------+--------+--------+--------+
                  8 I   17M  I   27M  I   31M  I   43M  I    118M
  DON'T DRINK/NA    I        I        I        I        I      .0
                    I        I        I        I        I
                    +--------+--------+--------+--------+
            COLUMN      107       95       95       85        382
             TOTAL     28.0     24.9     24.9     22.3      100.0

 CHI-SQUARE    D.F      SIGNIFICANCE      MIN E.F.     CELLS WITH E.F. | 5
 ----------    ---      ------------      --------     -------------------
   31.57228      3          0.0000          32.709         NONE

        STATISTIC                 SYMMETRIC     WITH DRUNK      WITH AGE
        ---------                 ---------     DEPENDENT       DEPENDENT
                                                ----------      ---------
LAMBDA                              0.09716       0.11565         0.08727
SOMERS  D                           0.23546       0.19222         0.30381

        STATISTIC                   VALUE       SIGNIFICANCE
        ---------                   -----       ------------
KENDALL'S TAU B                     0.24165        0.0000
KENDALL'S TAU C                     0.28768        0.0000
GAMMA                               0.39632

NUMBER OF MISSING OBSERVATIONS =    118
```

وإذا استخدمنا مع بيانات بحث آخر الحاسب الآلى مع البرنامج المعد لمعامل اتفاق كندال على الحزمة Spss-x تأتى النتائج كما هو موضح :

Kendall coefficient of concordance

```
10:57:09    KENDALL W. SIEGEL. P. 234

- - - - - KENDALL COEFFICIENT OF CONCORDANCE

   MEAN RANK   VARIABLE

       1.83    A
       2.17    B
       3.00    C
       4.50    D
       4.00    E
       6.67    F
       7.67    G
       7.83    H
       8.50    I
       8.83    J

       CASES            W        CHI-SQUARE         D.F.  SIGNIFICANCE
         3           .8277        22.3487            9         .0078
```

رابعاً : أساليب الكشف عن الاتجاه

١ - اختبار الاتجاه :

ليكن ص متغيراً عشوائياً (مفهوم الذات) ، س متغيراً رياضياً عدد مرات الاجابة عن أسئلة المدرس في الفصل . كثيراً ما نتساءل : إذا ازدادت قيم س فهل تزداد معها قيم ص (اتجاه موجب) أم تنقص قيم ص (اتجاه سالب) ؟ أي إننا نريد اختبار الفرض الصفرى أنه لا يوجد اتجاه ، ضد الفرض الآخر بوجود اتجاه موجب أو سالب أو بوجود اتجاه بصفة عامة.

إذا توفرت الافتراضات المذكورة (وكانت العلاقة غير خطية بين س ، ص ولا اعتدالية توزيع تغير مفهوم الذات ، فيمكننا أن نستخدم اختباراً بسيطاً يعرف باختبار الاتجاه .

وعلى فرض أن لدينا ن من أزواج القيم($س_ر$ ، $ص_ر$)ناتجة من عينة عشوائية، فإن هذا الاختبار يبدأ بترتيب قيم س (عدد مرات الاجابة عن أسئلة المُدرس) ترتيباً تصاعدياً ثم ملاحظة قيم ص المناظرة (قيم مفهوم الذات) . وفي حالة وجود اتجاه موجب ينبغى أن تزداد قيم ص مع ازدياد س . أما إذا لم يوجد اتجاه فإن قيم ص تسلك سلوكاً عشوائياً دون أي رتابة ؛ أي دون أن يكون هناك نسق معين. والمؤشر لذلك هو عدد الاستبدالات Transpositions في المتغير ص ؛ أي عدد المرات التى لا تكون فيها قيم ص فى مكانها الطبيعى من التزايد ؛ أى حين تسبق بعض هذه القيم أصغر منها.

فإن الامر يتطلب الكشف فى جدول للاحتمال عند قيمة س ، وعدد أفراد العينة ن على أساس صحة الفرض الصفرى بعدم وجود اتجاه ، وحيث س هى عدد الاستبدالات المشاهدة فى العينة، فإذا كان هذا الاحتمال أقل من مستوى الدلالة الذى نختاره فإننا نرفض الفرض الصفرى عند المستوى لصالح الفرض الآخر. وقد أعدت جداول للاحتمال المتجمعة المبينة. بمحلق هذا الكتاب ، الذى يعطى هذه الاحتمالات لقيم ن = ٣، ٤ ، ٠٠٠ ، ٢٠ بالنسبة للمتغيرات المتصلة.

مثال :

فى بحث لمعرفة تأثير تعرض اطفال الصف السادس الابتدائى لنوع من أسئلة الذكاء (سرعة التفكير) وجدت البيانات الآتية ، مع ملاحظة أن س وضعت مرتبة ترتيباً تصاعدياً ، وأن ص هى الثقة بالنفس كما قيست الاختبارات.

عدد أسئلة سرعة التفكير : (س) :	٠	٢ أ	٤ أ	٤٠ أ	٥٠ أ
معدل الثقة بالنفس : (ص):	٢٩,٢	٣٠,٢	٢٨,٢	٢٩,٧	٣٠,٤

اختبر عند مستوى الدلالة ٠,٠٥ ما إذاكان معدل الثقة يزداد بازدياد عدد الأسئلة .

الحل :

الفرض الصفرى $ف_٠$: تعريض الأطفال للأسئلة لا يؤثر فى الثقة .

الفرض الآخر $ف_١$: يوجد اتجاه موجب (ص تزداد بازدياد س) .

نحسب عدد الاستبدالات كالآتى :

العدد ٢٩,٢ يسبق العدد ٢٨,٢ (استبدال واحد) .

العدد ٣٠,٢ يسبق العددين ٢٨,٢ ، ٢٩,٧ (استبدالين اثنين) .

إذاً عدد الاستبدالات س = ٣ فى ن = ٥ من القيم الصادية .

من الجدول (بالملاحق) عند ن = ٥ ، س = ٣ وعلى أساس صحة الفرض الصفرى

نجد أن : قيمة الاحتمال = ٠,٢٤٢

وهذا الاحتمال أكبر من مستوى الدلالة ٠,٠٥ وعلى ذلك لا نستطيع رفض الفرض الصفرى ، ونستنتج أنه فى حدود هذه التجربة ليس للأسئلة التى تكشف عن سرعة التفكير تأثير جوهرى على الثقة بالنفس لدى أطفال الصف السادس .

ملاحظة :

إذا اشتملت العينة على م من القيم المتساوية للمتغير ص نحسب عدد الاستبدالات كماسبق ، ثم نضيف إليه العدد $\frac{١}{٤}$م(م - ١)، وهو متوسط الاستبدالات فى حالة

تباديل م من الأشياء . فمثلا إذا وجدت قيمتان متساويتان أى م = ٢ نضيف العدد $\frac{١}{٤}$ × ٢ × ١ = $\frac{١}{٢}$ وإذا كانت م = ٣ نضيف العدد $\frac{١}{٤}$ × ٣ × ٢ = $\frac{٣}{٢}$ لكل ثلاثة قيم متساوية وهكذا. أى اننا نحسب عدد الاستبدالات ويضاف اليها القيمة العددية الناتجة.

ويمكن تلخيص نتائج المثال السابق فى جدول على النحو التالى:

حجم العينة	عزز الإستبدالات	قيمة الإحتمال من الجدول	الدلالة الإحصائية
٥	٣	٠,٢٤	غير دال

الفصل الخامس

التحقـق من الفروض الفـارقة لابارامـتريّا

أولاً: أساليب فارقة
في مجموعة واحدة ذات بيانات اسمية

١ - اختبار ذى الحدين Binomial test

ويستعان بهذا الاختبار، عندما تكون لدينا عينة واحدة اختبرت عشوائياً، أمكن الحصول منها على بيانات فى الصورة الاسمية ثنائية التقسيم مثل مجموعة جاءت استجاباتها على صورة (نعم - لا) أو (موافق - أرفض) أو (حضر - لم يحضر) أو (مصرى - أمريكى .....) إلخ.

ويصبح هدف الباحث التحقق من صحة الفرض الصفرى القائل :

« لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين عدد الاستجابات الخاصة بالبديل الأول، وعدد الاستجابات الخاصة بالبديل الثانى ».

أولاً : عندما يكون عدد أفراد العينة ن أكبر من عشرين مفحوصاً

والقانون المستخدم لذلك على الصورة :

$$Z = \frac{ن_١ - ن \times ح_١}{\sqrt{ن \times ح_١ \times ح_٢}}$$

حيث $ن_١$: عدد استجابات البديل الأول .

ن : حجم العينة الكلية .

$ح_١$: احتمال ظهور استجابات البديل الأول = ٠,٥٠

$ح_٢$: احتمال ظهور استجابات البديل الثانى = ٠,٥٠

لأن $ح_١ = ح_٢ = ٠,٥٠$ طبقاً للفرض الصفرى

وعلينا أن نقارن قيمة Z المحسوبة بقيم التوزيع الاعتدالى الموضحة بالجدول التالى :

نوع الاختبار / مستوى الدلالة	٠,٠٥	٠,٠١
ذيل واحد	± ١,٦٤٥	± ٢,٣٣
ذيلان	± ١,٩٦	± ٢,٥٨

وكما هو معروف :

فإذا كانت قيمة z المحسوبة أكبر من أو تساوى القيمة الجدولية ، قيل إن هناك فروقاً ذات دلالة إحصائية .

وإذا كانت قيمة z المحسوبة أقل من القيمة الجدولية ، قيل إنه لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين عدد الاستجابات على البديل الأول ، وعدد الاستجابات على البديل الثانى .

مثال : فى دراسة على عينة من الأطفال حجمها ٣٠ فى عمر أربع سنوات بهدف التفريق بين شكل المكعب وشكل الكرة ، أظهرت التجربة أن ٢٠ طفلاً استطاعوا التفريق بين المجسمين فى حين فشل بقية الأطفال.

هل النتائج تشير إلى أن هؤلاء الأطفال أمكنهم التمييز بين المجسمين ؟

الحل : ن = ٣٠

$ن_1$ = ٢٠

$ح_1$ = $ح_2$ = ٠,٥٠

بما أن

$$z = \frac{ن_1 - ن \times ح_1}{\sqrt{ن \times ح_1 \times ح_2}}$$

$$z = \frac{٢٠ - ٣٠ \times ٠,٥٠}{\sqrt{٣٠ \times ٠,٥٠ \times ٠,٥٠}}$$

$$z = \frac{٢٠ - ١٥}{٢,٧٤}$$

$$= \frac{٥}{٢,٧٤}$$

$$= ١,٨٢$$

وهى قيمة أكبر من ١,٦٤٥ اللازمة للدلالة الإحصائية عند مستوى ٠,٠٥ فى اختبار الذيل الواحد.

ومن ثم يمكننا القول أن هناك فروقاً ذات دلالة إحصائية بين عدد من استطاع من الأطفال التمييز بين المجسمين ومن لم يستطع ، أى إن الأطفال فى هذا العمر يمكنهم التفريق بين هذين المجسمين .

ملاحظة هامة :

حينما يكون لدينا ثلاثة بدائل للاستجابة أو أكثر ، والعينة حجمها ٢٠ فأكثر فإن:

$$ح_1 = \text{احتمالية ظهور بديل} = \frac{1}{\text{عدد البدائل}}$$

$$ح_2 = \text{احتمالية ظهور البدائل الأخرى جميعاً} = 1 - \frac{1}{\text{عدد البدائل}}$$

وعلينا تطبيق قانون Z السابق نفسه .

مثال : جاءت استجابات عنية مكونة من ٦٣ من الاطباء النفسيين على تأييدهم للتشخيص النفسى على النحو التالى :

مؤيد تماما ٣٨

مؤيد أحياناً ١٨

غير مؤيد ٧

هل يمكن القول بأن المؤيدين الأغلبية ؟

الحـــل :

$$ن = ٦٣ ، ن_1 : ٣٨$$

$$ح_1 = \frac{١}{٣} = ٠,٣٣$$

$$ح_2 = ١ - ٠,٣٣$$

$$= ٠,٦٧$$

$$Z = \frac{٣٨ - ٦٣ \times ٠,٣٣}{\sqrt{٦٣ \times ٠,٣٣ \times ٠,٦٧}}$$

$$Z = \frac{١٧,٢١}{٣,٧٣} = ٤,٦١$$

وهى دالة عند مستوى ٠,٠١ أى إن المؤيدين هم الأغلبية .

ثانياً : عندما يكون عدد أفراد العينة أقل من عشرين :

فى هذه الحالة علينا أن نستخدم جداول خاصة (موضحة بالملاحق) نقارن القيمة الجدولية بمستوى الدلالة المطلوب ٠,٠٥ كان أم ٠,٠١ ، وهذه الجداول يمكن دخولها باستخدام :

عدد أفراد البديل الأول مثلاً $ن_1$

وعدد أفراد العينة ن

وعدد بدائل الاستجابة واحتمالية كل بديل .

ونتيجة دخول الجدول بالشروط السابقة ، سوف نجد قيمة نطلق عليها القيمة الجدولية ، ويجب أن يكون أقل من أو تساوى ٠,٠٥ (طبقاً لما هو متفق عليه فى العلوم الإنسانية) حتى يمكننا القول أن هناك فروقاً ذات دلالة إحصائية بين عدد الذين استجابوا على البديل الأول ، وعدد الذين لم يستجيبوا.

مثال : فى دراسة بإحدى المدارس الخاصة عن لون الزى (الملبس) المرغوب فى الارتداء ، كانت العينة حجمها ١٩ طالباً عرضت عليهم الألوان (بنى – أبيض – رصاصى) وأشارت النتائج إلى تفضيل ١١ طالباً للون الأبيض ، فهل يمكننا القول بأن إجابات الطلاب لا تمثل إجابات المجتمع ، الذى تم اختيارهم منه ؟

الحل : ن = ١٩

$ن_1$ = ١١ عدد البدائل ٣

احتمالية البديل = $\frac{١}{٣}$ = ٠,٣٣

يلاحظ أنه بدخول الجدول الذى يوضح توزيع ذى الحدين بالملاحق عندما ن=١٩ ، $ن_1$ = ١١

إن الاحتمالات الخاصة بالبدائل هى ٠,٢٠ ، ٠,٢٥ ، ٠,٥٠ والاحتمال للبديل الأقرب فى مسألتنا هو ٠,٢٥ ، وسوف نجد أسفل هذا الاحتمال داخل الجدول القيمة ٠,٠٠١٨ وهى قيمة أقل من مستوى الدلالة ٠,٠١ ؛ مما يشير إلى أن نسبة المفضلين للون الأبيض هم الأغلبية .

مثال : وجه سؤال لعينة حجمها ١٦ طالباً بالمرحلة الإعدادية حول المواعيد المفضلة لحصص الرياضيات [٨ - ١٠ صباحاً ، ١١ - ١]، وجاءت النتائج تشير إلى تفضيل ٩ طلاب للفترة من ٨ - ١٠ تحقق من صحة الفرض القائل :

« إن التلاميذ لا يفضلون حصص الرياضيات بين ٨ - ١٠ على حصص الرياضيات بين ١١ - ١ ظهراً ».

الحل : ن = ١٦

$ن_١$ = ٩ عدد البدائل ٢

احتمالية البديل = $\frac{١}{٢}$ = ٠,٥

بالدخول إلى جدول توزيع ذى الحدين بالملحق :

عندما ن = ١٦ و $ن_١$ = ٩ وأسفل الاحتمال البديلى ٠,٥ سوف نجد القيمة ٠,١٧٤٦ (علينا أن نضربها × ٢) ، وهى قيمة أكبر من مستوى الدلالة ٠,٠٥ مما يشير إلى قبول الفرض الصفرى .

بمعنى أن الطلاب لا يفضلون وقتاً على الآخر لدراسة الرياضيات فى ضوء البيانات المعطاة .

ملاحظة هامة :

حينما يكون الفرض له اتجاه أى إن نصه فى المثال السابق، التلاميذ يفضلون وقتاً على آخر فإننا نأخذ القيم الجدولية كما هى ، لأن اختبار الفرض فى هذه الحالة من نوع ذيل واحد ، والقيم الجدولية بالملحق معدة لاختبار الذيل الواحد.

أما إذا أراد الباحث اختبار ذى ذيلين أو طرفين ، أى أنه لم يفترض أساساً تفضيل وقت محدد لدراسة الرياضيات على آخر. وجب علينا أن نضرب القيمة الجدولية التى حصلنا عليها ٠,١٧٤٦ فى ٢ فتصبح ٠,٣٤٩٢ ومقارنتها بـ مستوى الدلالة ٠,٠٥ مثلاً.

وفيمايلى نتائج اختبار ذى الحدين كأسلوب للفروق فى عينة واحدة ؛ طبقاً للبرنامج الإحصائى المعد على spss.x وذلك لبيانات جمعها باحث.

Binomial test

```
10:52:23    BINOMIAL TEST, SIEGEL, P. 40

- - - - - BINOMIAL TEST
     METHOD

      CASES
        16    = 1            TEST PROB. =    .5000
         2    = 2
        --                   2-TAILED P =    .0013
        18    TOTAL
```

٢ - اختبار مربع كاي Chi square test(x^2)

فى البحوث الإنسانية ، قد يكون الهدف تعرف خصائص عينة ما ، ومدى تمثيلها للمجتمع الأصلى ، وتكون البيانات فى صورة تكرارات يود الباحث التحقق من تشابهها مع تكرارات المتوقعة Expected.

ويستخدم اختبار كا^2 للمقارنة بين التكرارات المشاهدة أو الملاحظة (هـ) Observed والتكرارات المتوقعة (ق).

حيث : $كا^2 = \sum \frac{(هـ - ق)^2}{ق}$ كما سبق أن أشرنا

فإذا كانت كا^2 = صفرا فمعنى ذلك أن تكرارات العينة ممثلة لتكرارات المجتمع الأصل أو متطابقة معه ، ويستفاد من ذلك فى الكشف عن جودة التطابق Goodness of fit.

وكلما كانت كا^2 أكبر من الصفر ، كان هناك فرق بين التكرارات الملاحظة وتكرارات التوزيع النظرى المتوقعة.

ويستفاد من كا^{2} فى حالة البيانات الاسمية ؛ حيث يصنف أفراد العينة عادة إلى مجموعات لكل فرد فى العينة تكرار واحد فقط ، ويقع فى مجموعة واحدة فقط لايمكن للفرد أكثر من تكرار.

ومثال ذلك عند الاستجابة على أسئلة الاستبيانات أو الاختبارات التى تحتوى فقرات تتطلب الإجابة عن كل فقرة بديلاً على من ثلاثة (نعم – متردد – لا) أو اختيار من عدة بدائل للحل مثل (أبتعد – أتدخل – أصمت) ، وذلك عند السؤال عن شجار حدث بين طفلين ، أو اختيار تخصص من بين عدة تخصصات داخل كلية الهندسة(ميكانيكا– طيران– كهرباء – مدنى) .

مثال :لتحقيق رغبات الطالبات بمدرسة إعدادية فى أثناء حصص التربية الرياضية،

اختيرت عينة من الطالبات وطلب من كل منهن تحديد نوع اللعبة المفضلة أكثر من غيرها ، وأظهرت النتائج أن:

السلة	٢٥
الجمباز	١٤
تنس	٣٧
طائرة	١٢

فهل يستطيع المشرف الرياضى بالمدرسة أن يعتمد على هذه النتائج ، فيقدم التنس والسلة أكثر مما يقدم الجمباز والطائرة ؟

الحل : الفرض الصفرى فى هذه الحالة هو :

لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين التكرارات الخاصة بكل لعبة ، والفرض البديل يقول إن :

طالبات الإعدادى يختلفن فيما بينهن بالنسبة لنوع اللعبة المفضلة . وللتحقق من الفرض الصفرى فلابد أن تكون نسبة الاستجابات المتوقعة لكل لعبة = عدد أفراد العينة ÷ عدد اللعب.

أى إن ق = $\frac{٨٨}{٤}$ = ٢٢

والآن يمكننا عرض البيانات بالصورة التالية:

اللعبة	المشاهد (الملاحظة) هـ	المتوقع ق
السلة	٢٥	٢٢
الجمباز	١٤	٢٢
تنس	٣٧	٢٢
طائرة	١٢	٢٢

وبتطبيق القانون :

$$كا^{٢} = مجـ \frac{(هـ - ق)^{٢}}{ق}$$

$$كا^{٢} = \frac{(٢٥ - ٢٢)^{٢}}{٢٢} + \frac{(١٤ - ٢٢)^{٢}}{٢٢} + \frac{(٣٧ - ٢٢)^{٢}}{٢٢} + \frac{(١٢ - ٢٢)^{٢}}{٢٢}$$

$$كا^{٢} = \frac{(٣)^{٢}}{٢٢} + \frac{(-٨)^{٢}}{٢٢} + \frac{(١٥)^{٢}}{٢٢} + \frac{(-١٠)^{٢}}{٢٢}$$

$= ٠,٤١ + ٢,٩١ + ١٠,٢٣ + ٤,٥٥$

$= ١٨,٨١$

وعلينا أن نقارن قيمة كا^{٢} المحسوبة بقيمة كا^{٢} النظرية من جدول كا^{٢} بالملاحق.

عند درجات حرية = عدد البدائل – ١

= ٤ – ١

= ٣

كا^{٢} الجدولية عند مستوى ٠,٠٥ هى ٧,٨٢

كا^{٢} الجدولية عند مستوى ٠,٠١ هى ١١,٣٤

وبالتالى فقيمة كا^{٢} المحسوبة ١٨,٨١ أكبر من القيمة اللازمة للدلالة عند مستوى ٠,٠١.

بالتالى يرفض الفرض الصفرى ، ونستنتج أن هناك اختلافات فى التكرارات الدالة على التفضيل بين الألعاب المختلفة.

مثال : من الدراسات السابقة ثبت أن سكان إحدى المناطق يتوزعون إلى ثلاثة مستويات ثقافية طبقاً للنسب ٦ : ٣ : ١ (مرتفع – متوسط – منخفض). وحينما احتاج باحث إلى عينة ممثلة لتلك المنطقة لا ستخدامها فى بحث جديد بحيث يكون حجمها ٥٠٠ ، وجد أن أصحاب المستوى المرتفع عددهم ٢٠٠ ، وأصحاب المستوى المتوسط ١٨٠ ، وأصحاب المستوى المنخفض عددهم ١٢٠.

فهل يمكن اعتبار عينة الباحث ممثلة للمجتمع الأصل ؟

الحل : بما أن مجموع النسب = ٦ + ٣ + ١ = ١٠

إذاً قيمة النسبة لكل مستوى = $\frac{٥٠٠}{١٠}$ = ٥٠

إذاً التكرار المتوقع لأصحاب المستوى الثقافى المرتفع = ٥٠ × ٦ = ٣٠٠

إذاً التكرار المتوقع لأصحاب المستوى الثقافى المتوسط = ٥٠ × ٣ = ١٥٠

إذاً التكرار المتوقع لأصحاب المستوى الثقافى المنخفض = ٥٠ × ١ = ٥٠

بما أن كا^{٢} = مج $\frac{(هـ - ق)^{٢}}{ق}$

$$= \frac{(٢٠٠ - ٣٠٠)^{٢}}{٣٠٠} + \frac{(١٨٠ - ١٥٠)^{٢}}{١٥٠} + \frac{(١٢٠ - ٥٠)^{٢}}{٥٠}$$

= ٣٣,٣٣ + ٦,٠٠ + ٩٨,٠٠

= ١٣٧,٣٣

وعند درجات حرية = عدد المستويات الثقافية – ١

= ٣ – ١ = ٢

فإن قيمة كا^{٢} الجدولية عند مستوى ٠,٠٥ هى ٥,٩٩

قيمة كا^{٢} الجدولية عند مستوى ٠,٠١ هى ٩,٢١

وعلى هذا فإن القيمة المحسوبة ١٣٧,٣٣ أكبر بكثير من القيمة الحرجة أو الجدولية عند مستوى ٠,٠١ ولذلك نقول أن الفرض الصفرى قد رفض ، وأن العينة غيرممثلة للمجتمع الأصل .

مثال : وجه سؤال لعينة عشوائية حديثة مكونة من ٥٠٠ مواطن أمريكى حول

اشتراك القوات الأمريكية لفض النزاع بين العراق والكويت وجاءت التكرارات لبدائل خمسة ، كما يلى: أوافق بشدة (٢٠٠) ، أوافق (٦٠) ، متردد (١٠٠) ، أرفض (١٢٠) ، أرفض بشدة (٢٠) . فإذا كانت النسب المتوقعة طبقاً للدراسة السابقة لمثل هذه البدائل الخمسة على الترتيب :

٥٠٪ ، ١٢٪ ، ١٨٪ ، ١٧٪ ، ٣٪

فهل يمكن القول أن هناك تشابهاً بين نسب استجابات العينة الحديثة ، والنسب المتوقعة طبقاً للراسات السابقة ؟

الحل : علينا أن نستخرج التكرارالمتوقع وفقاً للنسب الواردة من الدراسات السابقة ،

وذلك بضرب كل نسبة فى مجموع أفراد العينة الحديثة ٥٠٠ .

$$\text{التكرار المتوقع عن أوافق بشدة} = \frac{٥٠ \times ٥٠٠}{١٠٠} = ٢٥٠$$

$$\text{التكرار المتوقع عن أوافق} = \frac{١٢ \times ٥٠٠}{١٠٠} = ٦٠$$

$$\text{التكرار المتوقع عن متردد} = \frac{١٨ \times ٥٠٠}{١٠٠} = ٩٠$$

$$\text{التكرار المتوقع عن أرفض} = \frac{١٧ \times ٥٠٠}{١٠٠} = ٨٥$$

$$\text{التكرار المتوقع عن أرفض بشدة} = \frac{٣ \times ٥٠٠}{١٠٠} = ١٥$$

$$\text{وبما أن كا}^{٢} = \text{مجـ} \frac{(\text{هـ} - \text{ق})^{٢}}{\text{ق}}$$

$$= \frac{(٢٠٠ - ٢٥٠)^٢}{٢٥٠} + \frac{(٦٠ - ٦٠)^٢}{٦٠} + \frac{(١٠٠ - ٩٠)^٢}{٩٠} + \frac{(١٢٠ - ٨٥)^٢}{٨٥} + \frac{(١٢٠ - ١٥)^٢}{١٥}$$

= ١٠,٠٠ + ٠,٠٠ + ١,١١ + ١٤,٤١ + ١,٦٧

= ٢٧,١٩

وعند درجات حرية = عدد البدائل – ١

= ٥ – ١

= ٤

نجد أن القيمة النظرية اللازمة للدلالة عند مستوى ٠,٠١ هى ١٣,٢٨ ، وعلى هذا فالقيمة المحسوبة ٢٧,١٩ أكبر من هذه القيمة الحرجة.

ومن ثم يمكن رفض الفرض الصفرى ، ويمكننا استنتاج عدم التشابه بين استجابات العينة والاستجابات المتوقعة.

ملاحظة : إذا لم يكن لدى الباحث تصور مسبق عن نسب الاستجابات المتوقعة لكل بديل ، فإنه يمكن أن يفترض تساوى هذه النسب بحيث تكون النسبة المتوقعة لكل بديل = $\frac{١}{\text{عدد البدائل}}$

وعند استخدام البرنامج المعدعلى الحزمة Spss - x لحساب قيمة مربع كاى،عندما تكون القيم المتوقعة مستقاة من دراسة سابقة أو غيرمستقاة ، مسبقاً جاءت النتائج كما هو موضح ، وذلك فى إحدى الدراسات .

One-sample chi-square test

10:47:38 CHISQUARE TEST, SIEGEL P. 45

- - - - - CHI-SQUARE TEST

POSTPOS POST POSITION

CATEGORY	CASES OBSERVED	EXPECTED	RESIDUAL
1	29	18.00	11.00
2	19	18.00	1.00
3	18	18.00	.00
4	25	18.00	7.00
5	17	18.00	-1.00
6	10	18.00	-8.00
7	15	18.00	-3.00
8	11	18.00	-7.00
TOTAL	144		

CHI-SQUARE	D.F.	SIGNIFICANCE
16.333	7	0.022

- - - - - CHI-SQUARE TEST

POSTPOS POST POSITION

CATEGORY	CASES OBSERVED	EXPECTED	RESIDUAL
1	29	22.00	7.00
2	19	20.00	-1.00
3	18	18.00	.00
4	25	18.00	7.00
5	17	18.00	-1.00
6	10	18.00	-8.00
7	15	16.00	-1.00
8	11	14.00	-3.00
TOTAL	144		

CHI-SQUARE	D.F.	SIGNIFICANCE
9.316	7	0.231

٣ - اختبار كولموجوروف - سميرنوف

Kolmogorov - Smirnov test

يستعان بهذا الأسلوب فى حالة البيانات الاسمية للتحقق من صحة الفرض الصفرى القائل أن الفروق بين التكرارات جاءت عن طريق الصدفة ؛ أى إن هذا الأسلوب الإحصائى يستفاد منه للتحقق من صحة الفرض ، الذى يتم اختباره بأسلوب كا^2 السابق الإشارة ، إليه إلا أن أسلوب كولوجوروف – سمير نوف أكثر دقة من كا^2 ؛ خاصة عندما يكون عدد أفراد العينة ≥ ٣٠ فضلاً عن سهولة العلميات الحسابية .

والقانون المستخدم فى هذا الاختبار على الصورة:

$$k.s = \left| \frac{\text{ك}_{\text{ج هـ}}}{\text{ن}} - \frac{\text{ك}_{\text{ج ق}}}{\text{ن}} \right|$$

حيث $\text{ك}_{\text{ج هـ}}$: التكرار المتجمع المشاهد (الملاحظ)

$\text{ك}_{\text{ج ق}}$: التكرار المتجمع المتوقع

ن : عدد أفراد العينة

وبحيث تكون قيمة k.s هى أكبر فرق مطلق بين النسب المتجمعة المشاهدة والنسب المتجمعة المتوقعة .

الدلالة الإحصائية لاختبار كولموجوروف - سميرنوف:

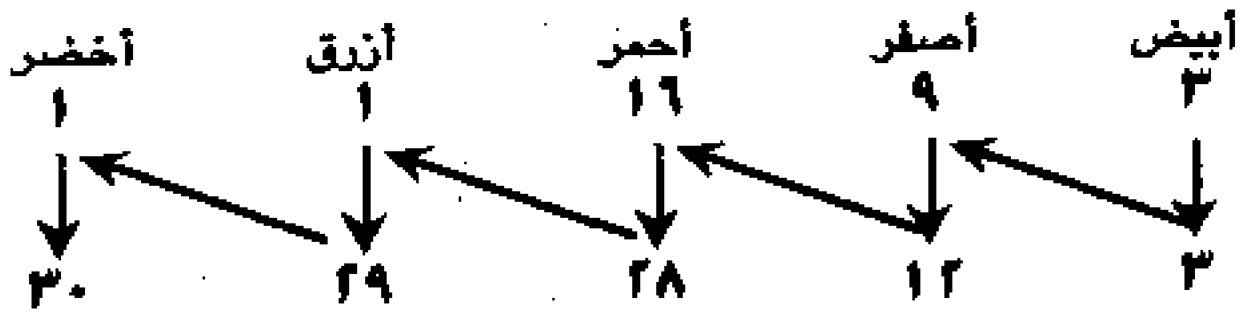
ويتم مقارنة قيمة k.s (أكبر فرق مطلق) المحسوبة بقيمة نظرية مقابلة ، تستخرج من جدول القيم النظرية لاختبار كولموجورف – سميرنوف لعينة واحدة (الموضح بالملاحق) ، وذلك عند عدد أفراد العينة ن ، والشرط اللازم للدلالة الإحصائية للقيمة المحسوبة هو أن تكون أكبر من القيمة النظرية المستخرجة من الجدول أو تساويها وعندها نرفض الفرض الصفرى .

مثال : قام باحث بدارسة لمعرفة رغبة الأطفال فى اختبار اللعبة ،وفى سبيل ذلك وخلال جزء من بحثه وضع اللعبة نفسها بألوان مختلفة ، وجاءت اختيارات الأطفال كما يلى :

اللون	أبيض	أصفر	أحمر	أزرق	أخضر
العدد	٣	٩	١٦	١	١

تحقق من صحة الفرض القائل ، اختيار الطفل للعبة لا علاقة له باللون ، .

الحل : يتم حساب التكرار المتجمع كما يلى مع تتبع السهم:



أى أننا وضعنا التكرار ٣ كماهو ثم أضفنا ٣ على ٩ فأصبح ١٢ فأضفناها على ١٦ فأصبح ٢٨ وهكذا .... ، ويلاحظ أن آخر رقم فى التكرار المتجمع هو ٣٠ ويشير أيضاً إلى عدد جميع أفراد عينة البحث فى هذه المسألة .

والآن سوف نتبع الخطوات التالية للحصول على $ك_{جهـ}$ ، $ك_{جق}$ ، مع ملاحظة أن التكرارات المتوقعة لم يشر فى التصميم إليها ، أو تتخذ من دراسات سابقة ، وبالتالى يجب أن تكون قيمتها لكل بديل = $\frac{\text{عدد أفراد العينة}}{\text{عدد البدائل}}$ كما سبق الإشارة فى ملاحظة سابقة .

الألوان	أبيض	أصفر	أحمر	أزرق	أخضر
التكرار الملاحظ (المشاهد)	٣	٩	١٦	١	١
التكرار المتجمع الملاحظ $ك_{جهـ}$	٣	١٢	٢٨	٢٩	٣٠
التكرار المتجمع الملاحظ النسبى $\frac{ك_{جهـ}}{ن}$	$\frac{٣}{٣٠}$	$\frac{١٢}{٣٠}$	$\frac{٢٨}{٣٠}$	$\frac{٢٩}{٣٠}$	$\frac{٣٠}{٣٠}$
التكرار المتوقع	٦	٦	٦	٦	٦
التكرار المتجمع المتوقع $ك_{جق}$	٦	١٢	١٨	٢٤	٣٠
التكرار المتجمع المتوقع النسبى $\frac{ك_{جق}}{ن}$	$\frac{٦}{٣٠}$	$\frac{١٢}{٣٠}$	$\frac{١٨}{٣٠}$	$\frac{٢٤}{٣٠}$	$\frac{٣٠}{٣٠}$
الفرق المطلق $\left[\frac{ك_{جهـ}}{ن} - \frac{ك_{جق}}{ن}\right]$	$\frac{٣}{٣٠}$	صفر	$\frac{١٠}{٣٠}$	$\frac{٥}{٣٠}$	صفر

إذاً أكبر فرق $\frac{١٠}{٣٠}$ = ٠,٣٣

ويدخول جدول القيم النظرية عندما ن = ٣٠

نجد أن القيمة النظرية اللازمة عند مستوى ٠,٠٥ هى ٠,٢٤

و أن القيمة النظرية اللازمة عند مستوى١ ٠,٠ هى ٠,٢٧

وعلى هذا فإن القيمة المحسوبة ٠,٣٣ أكبر من ٠,٢٧ اللازمة للدلالة عند مستوى ٠,٠١.

أى إن هناك اختلافات جوهرية فى اختيارات الأطفال للعب باختلاف اللون ؛ بمعنى أن هناك علاقة بين اختيار الطفل للعبة ولونها.

ملاحظة(١) : نفرض أننا حاولنا حل المسألة السابقة باختبار كا^{٢} ، فإننا سوف نصل للنتيجة نفسها، وهى رفض الفرض الصفرى ، إلا أنه فى بعض الأحيان التى تكون نتيجة اختبار كولوموجوروف – سمير نوف تشير لقبول الفرض الصفرى ، فإن اختبار كا^{٢} يرفضه ويعتبر اختبار كولوموجوروف – سمير نوف أقوى وأفضل من اختبار كا^{٢} ؛ خاصة عندما تكون العينات أحجامها٣٠ فأقل.

ملاحظة(٢) : يمكن حل المثال السابق باستخدام اختبار ذى الحدين كمايلى :

ن = ٣٠ وهى أكبر من ٢٠ ن$_{١}$ = ١٦

$$ح_{١} = \text{احتمالية ظهوربديل} = \frac{١}{\text{عدد البدائل (الالوان)}} = \frac{١}{٥} = ٠,٢٠$$

$$ح_{٢} = ١ - ح_{١}$$

$$= ١ - ٠,٢٠ = ٠,٨٠$$

$$\text{بما أن } Z = \frac{ن_{١} - ن ح_{١}}{\sqrt{ن ح_{١} ح_{٢}}}$$

$$= \frac{١٦ - ٣٠ \times ٠,٢٠}{\sqrt{٣٠ \times ٠,٢٠ \times ٠,٨٠}} = \frac{١٦ - ٦}{\sqrt{٤,٨}} : \frac{١٠}{٢,١٩}$$

$$= ٤,٥٦$$

وهى أكبر من ٢,٥٨ وبالتالى Z تعتبر دالة إحصائياً

وأن هناك علاقة بين لون اللعبة والإقبال عليها ، وأن الاطفال أكثر اقبالاً على اللون الأحمر .

وعند الاعتماد البرنامج المعد على الحزمة Spss - x لاختبار كولموجورف – سميرنوف كأسلوب للفروق فى عينة واحدة أخذت لبحث ما ، تأتى النتائج على الصورة الموضحة .

Kolmogorov-Smirnov Z (test)

```
10:49:26     KOLMOGOROV-SMIRNOV TEST   CONOVER, P. 296

- - - - - KOLMOGOROV - SMIRNOV GOODNESS OF FIT TEST

     X

     TEST DISTRIBUTION  -  UNIFORM        RANGE     .000 TO 1.000

              CASES    10

              MOST EXTREME DIFFERENCES
        ABSOLUTE        POSITIVE        NEGATIVE          K-S Z       2-TAILED P
        0.29000         0.29000         -0.22900          0.917        0.370
```

ثانياً : أسلوب فارقة
لبيانات رتيبة
في مجموعتين مستقلتين

١- اختبار كولموجوروف – سميرنوف

The Kolmogorov - smirnov Test

لاختبار دلالة الفروق بين مجموعتين مستقلتين (ذكور – إناث) أو (ريفي – حضري) في متغير جاء في صورة رتبة ، يمكن استخدام اختبار كولموجوروف – سميرنوف لمجموعتين ، وهو يعتمد على فكرة الاختبار نفسها في حالة مجموعة واحدة.

حيث يتم حساب التكرار المتجمع للتكرارات الخاصة بالعينة أو المجموعة الأولى . وكذلك التكرار المتجمع للتكرارات الخاصة بالعينة أو المجموعة الثانية ، ويتم حساب التكرار المتجمع النسبي لكل مجموعة بقسمة التكرار المتجمع على عدد أفراد المجموعة ، وكذلك يتم حساب أكبر فرق مطلق بين التكرارين المتجمعين النسبيين ، ونرمز له الرمز ف.

ثم نطبق قانون على الصورة .

$$k = \left[\frac{ك_{ع1}}{ن_1} - \frac{ك_{ع2}}{ن_2} \right] \sqrt{\frac{ن_1 \times ن_2}{ن_1 + ن_2}}$$

أو

$$k = ف \sqrt{\frac{ن_1 \times ن_2}{ن_1 + ن_2}}$$

حيث ف : أكبر فرق مطلق بين التكرارين المتجمعين النسبيين.

$ن_1$: حجم العينة الأولى .

$ن_2$: حجم العينة الثانية .

الدلالة الإحصائية لاختبار كولموجوروف – سميرنوف لمقارنة عينتين مستقلتين

علينا أن نقارن قيمة k المحسوبة من القانون السابق بالقيم النظرية الموضحة بالجدول التالي:

مستوى دلالة اختبار طرف واحد	٠,٠٥	٠,٠٢٥	٠,٠١	٠,٠٠٥	٠,٠٠٣	٠,٠٠١	٠,٠٠٠٥
مستوى دلالة اختبار ذي طرفين	٠,١٠	٠,٠٥	٠,٠٢٥	٠,٠١	٠,٠٠٥	٠,٠٠٢	٠,٠٠١
قيمة K	١,٢٢	١,٣٦	١,٥٢	١,٦٣	١,٧٣	١,٨٦	١,٩٥

والشرط اللازم للدلالة أن تكون قيمة k المحسوبة أكبر من أو تساوى قيمة k النظرية من الجدول السابق . أما إذا كانت قيمة k أقل من القيمة الجدولية ، فإننا نقبل الفرض الصفرى الذى ينطوى على عدم وجود فروق جوهرية بين المجموعتين.

مثال : على اعتبار أن قسم دراسات الطفولة يقبل الحاصلات على الثانوية العامة علمي وأدبى ، وبهدف الكشف عن دلالة الفروق بين طالبات التخصصين فى مقرر القياس النفسى للأطفال ، تم التوصل للبيانات التالية فى نهاية السنة الدراسية الثانية.

التقدير / التخصص	ضعيف جداً	ضعيف	مقبول	جيد	جيد جداً	ممتاز
أدبى	١٢	١٩	١٥	٧	٦	٢
علمى	٤	٤	٩	١١	١٦	٢٠

تحقق من صحة الفرض القائل :

- لاتوجد فروق ذات دلالة إحصائية فى تقديرات مقرر القياس النفسى بين طالبات أدبى وطالبات علمي ،.

التقدير	ض ج	ض	ل	ج	ج ج	م
تكرار طالبات تخصص أدبى	١٢	١٩	١٥	٧	٦	٢
تكرار متجمع لطالبات تخصص أدبى	١٢	٣١	٤٦	٥٣	٥٩	٦١
تكرار متجمع نسبى لطالبات أدبى	١٢ / ٦١	٣١ / ٦١	٤٦ / ٦١	٥٣ / ٦١	٥٩ / ٦١	٦١ / ٦١
تكرار طالبات تخصص علمي	٤	٤	٩	١١	١٦	٢٠
تكرار متجمع لطالبات تخصص علمي	٤	٨	١٧	٢٨	٤٤	٦٤
تكرار متجمع نسبى لطالبات علمي	٤ / ٦٤	٨ / ٦٤	١٧ / ٦٤	٢٧ / ٦٤	٤٤ / ٦٤	٦٤ / ٦٤
الفرق المطلق ف .	٠,١٣	٠,٣٨	٠,٤٩	٠,٤٣	٠,٢٨	٠,٠٠

ويلاحظ أن أكبر فرق مطلق هو ٠,٤٩ ويعبر عن قيمة (ف):

$$\text{بما أن } k = \text{ف} \sqrt{\frac{ن_1 \times ن_2}{ن_1 + ن_2}}$$

$$= ٠,٤٩ \sqrt{\frac{٦١ \times ٦٤}{٦١ + ٦٤}}$$

$$= ٠,٤٩ \sqrt{\frac{٣٩٠٤}{١٢٥}}$$

$$= ٠,٤٩ \sqrt{٣١,٢٣}$$

$$= ٠,٤٩ \times ٥,٥٨$$

$$= ٢,٧٣$$

وطبقاً لاختبار ذيلين فإن القيمة النظرية اللازمة للدلالة عند مستوى ٠,٠٠١ هي ١,٨٦ .

وعلى هذا فإن قيمة k المحسوبة ٢,٧٣ أكبرمن القيمة الجدولية ، وهذا يشير إلى وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين طالبات أدبي وطالبات علمي في تقديراتهن في مقررالقياس النفسي .

ملاحظة :

ومن ميزات هذا الاختبارقلة العلميات الحسابية التي يتطلبها، وملاءمة استخدامه في حالة وجود رتب مكررة في البيانات على العكس من اختبارمان – ويتني ، الذي سوف نتعرض له فيما بعد . كما أنه لايستند إلى فروض صارمة تتعلق بتوزيع البيانات ، فهو يتطلب فقط انتقاء عينتين عشوائيتين مستقلتين دون اعتبار لحجميهما ، وأن يكون مستوى قياس المتغير التابع رتيباً ، وتتراواح فاعلية قوة هذا الاختبار بين ٨٥٪ ، ٩٠٪ بالنسبة لاختبار النسبة التائية في حالة عينتين مستقلتين ، وهذا يجعله اختباراً لابارامتريا بديلاً مناسباً.

ونتائج اختبار كولموجوروف – سمير نوف للمقارنة بين مجموعتين تتوفر لهما بيانات رتبية ، كما تخرج على الحاسب تكون بالصورة الموضحة:

Kolmogorov-Smirnov two-sample test

```
10:59:10    K-S TWO-SAMPLE TEST, SIEGEL, P. 130

- - - - - KOLMOGOROV - SMIRNOV 2-SAMPLE TEST

    PCTERR     PERCENTAGE OF ERRORS
  BY GRADE     GRADE IN SCHOOL

        CASES

          10   GRADE =  7
          10   GRADE = 11
          --
          20   TOTAL

WARNING - DUE TO SMALL SAMPLE SIZE, PROBABILITY TABLES SHOULD BE CONSULTED

              MOST EXTREME DIFFERENCES
       ABSOLUTE        POSITIVE        NEGATIVE         K-S Z       2-TAILED P
        0.70000         0.0            -0.70000          1.565          0.015

10:59:12      S TWO-SAMPLE TEST  SIEGEL, P. 133
```

٢ - اختبار مان - وتني (اختبار يو) Mann - Whitney - U test

يستعان بهذا الاختبار للمقارنة بين عينتين مستقلتين حينما تكون بيانات كل عينة في صورة رتبية ، أو حولت بياناتها العددية إلى صورة رتبية وهذا الاختبار يعد عوضاً عن اختبار «ت» T test المشهور عندما نعجز عن توفير شروط اختبار «ت» ، ويعتبر اختبار مان – وتنى اختباراً لا معلمياً قوياً Powerful non parametric test.

وتوجد ثلاثة أنواع من المعالجة فى هذا الاختبار، وهى عندما تكون العينات صغيرة جداً ولايتجاوز عدد أفرادها ٨ أفراد ، وعندما تكون العينات ذات حجم متوسط من ٩ إلى ٢٠ فرداً وعندما يزيد أفراد العينة عن ٢٠ .

أولا : اختبار مان وتنى عند ن < ٩ :

يجب علينا اتباع الخطوات التالية :

١ – ندمج الدرجات الخاصة بالمجموعتين بعضها مع بعض فى جدول واحد ، حيث يتم كتابتها من القيمة الصغرى إلى القيمة الكبرى .

٢ – نكتب أسفل كل درجة من درجات الجدول السابق الرمز س ، إذا كانت الدرجة من بين درجات المجموعة أوالعينة الأولى ، كذلك نكتب أسفل كل درجة من درجات الجدول الرمز ص، إذا كانت الدرجة من بين درجات المجموعة أو العينة الثانية .

٣ – نحسب قيمة U١ وهى عدد س الذى هو أقل من ص .

ونحسب قيمة U٢ وهى عدد ص الذى هو أقل من س .

٤ – نحدد أى القيمتين U١ ،U٢ هى الأصغر ونكشف عنهابجدول مان – ويتنى للعينات الصغيرة (الموضح بالملاحق) .

طريقة دخول جدول مان – ويتني للعينات الصغيرة :

نحدد القيمة الصغرى هل U١ ، U٢ ونحدد العينة الكبيرة ، ولتكن $ن_٢$ ونحدد العينة الصغيرة ولتكن $ن_١$.

وباستخدام U الصغرى ، ن الكبرى ، ن الصغرى ندخل الجدول ، فإذا وجدنا الرقم المكتوب ٠,٠٥ فأقل ، فإن ذلك يشير إلى وجود دلالة إحصائية للفروق

بين العينتين. وإذا وجدنا الرقم الجدولى المكتوب أكبر من ٠,٠٥ ، فإن ذلك يشير إلى عدم وجود فروق بين المجموعتين أو العينتين.

ويجب أن نتذكر أن قيم هذا الجدول خاصة باختبار ذيل واحد ، ويجب ضرب قيمة العددية × ٢ عند الرغبة فى اختبار ذيلين.

مثال : فيما يلى درجات لسمة العصابية لدى مجموعة من مرضى آلام أسفل الظهر، ومجموعة من غير المرضى والمطلوب التحقق من دلالة الفروق .

درجات العصابية لدى مرضى آلام أسفل الظهر : ١١ - ١٣ - ١٤ - ١٨ - ٢٢ .

درجات العصابية لدى مجموعة من غير المرضى: ١٠ - ١٥ - ١٦ .

الحل : المجموعة الأكبرهى $ن_{٢}$ = ٥(عادة نرمز للمجموعة التى عدد أفرادها أكثر بالرمز $ن_{٢}$) وعلينا وضع الدرجات فى جدول من القيم الأصغرإلى القيم الأكبر.

وعلينا أن نضع الرمز س لكل درجة بالمجموعة الأولى

والرمز ص لكل درجة بالمجموعة الثانية

الدرجات	١٠	١١	١٣	١٤	١٥	١٦	١٨	٢٢
رمز المجموعة	ص	س	س	س	ص	ص	س	س

U_1 = عدد السينات ذات القيم الأقل من الصادات.

= صفر + ٣ + ٣ =٦

U_2 = عدد الصادات ذات القيم الأقل من السينات.

= ١ + ١ + ١ + ٣ + ٣ = ٩

علينا أن نأخذ U_1 ، U_2 الأصغر.

إذاً نأخذ U_1 = ٦

وعندما $ن_{٢}$ = ٥

وعندما $ن_{١}$ = ٣

وعندما U = ٦

نجد القيمة الجدولية لاختبار ذيل واحد هى ٠,٣٩٣

وتكون بالنسبة لاختبار ذيلين ٠,٧٨٦ وهى أكبر من ٠,٠٥

وهو أقل مستوى للدلالة يقبل فى العلوم الإنسانية.

ومن ثم فلا توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين المجموعتين ، وعلى هذا نقبل الفرض الصفرى.

ثانياً : اختبار مان – ويتنى عندما ٩≤ ن ≤٢٠ :

يجب علينا اتباع الخطوات التالية على اعتبار أن أحجام العينتين $ن_1$ ، $ن_2$:

١ – بعد دمج درجات المجموعتين علينا إجراء ترتيب لهذه الدرجات بحيث تأخذ الدرجة الصغرى الرتبة ١ فالأكبر ٢ فالأكبر ٣ .... وهكذا . وفى حالة الدرجات المتساوية فإنها تعطى متوسط الرتب المتتالية التى تحتلها.

٢ – نحسب مجموع الترتيبات التى اتضحت لدرجات المجموعة الأولى ، ونرمز لها بالرمز $مجـ\ ر_1$ وكذلك نحسب مجموع الترتيبات التى اتضحت لدرجات المجموعة الثانية ، ونرمز لها بالرمز $مجـ\ ر_2$.

٣ – نحسب U_1 وكذلك U_2 طبقاً لمايلى :

$$U_1 = ن_1\, ن_2 + \frac{ن_1(ن_1 + 1)}{2} - مجـ\ ر_1$$

$$U_2 = ن_1\, ن_2 + \frac{ن_2(ن_2 + 1)}{2} - مجـ\ ر_2$$

الدلالة الإحصائية لاختبار مان – ويتني عندما٩≤ ن ≤٢٠

نقارن قيمة U الصغرى بالقيمة الحرجة من جدول مان – ويتنى للعينات متوسطة الحجم الموضح الملاحق.

وعلى العكس ما تعودنا إذا كانت قيمة U الأصغر المحسوبة أقل من القيم النظرية أو الجدولية أو الحرجة ، يكون للفرق بين المجموعتين دلالة إحصائية .

مثال : فى دراسة لمعرفة أثر برنامج للأنشطة العقلية على الحيوية والنشاط لدى أطفال ما قبل المدرسة ، اختبرت عينتان متكافئتان فى الظروف بطريقة عشوائية . وخضعت المجموعة الأولى للبرنامج ، بينمالم تخضع المجموعة الثانية . وبعد انتهاء فترة البرنامج قيست سمة النشاط والحيوية باختبار خاص وكانت الدرجات كما يلى :

مجموعة البرنامج : ١٧ - ١٧ - ١٤ - ١١ - ١١ - ٨ - ٦ - ٤

مجموعة ضابطة : ١٢ - ١٢ - ١١ - ١٠ - ٦ - ٥ - ٥ - ٤ - ٢ - ٢

تحقق صحة الفرض القائل :

« لاتأثير للبرنامج على الحيوية والنشاط لدى الأطفال » .

الحل :

المجموعة التجريبية		المجموعة الضابطة	
الدرجة	الترتيب	الدرجة	الترتيب
١٧	١٧,٥	١٢	١٤,٥
١٧	١٧,٥	١٢	١٤,٥
١٤	١٦	١١	١٢,٠٠
١١	١٢	١٠	١٠,٠٠
١١	١٢	٦	٧,٥
٨	٩	٥	٥,٥
٦	٧,٥	٥	٥,٥
٤	٣,٥	٤	٣,٥
		٢	١,٥
		٢	١,٥
$ن_1$ = ٨	مجـ $ر_1$ = ٩٥	$ن_2$ = ١٠	مجـ $ر_2$ = ٧٦

بما أن $U_1 = ن_1 ن_2 + \frac{ن_1(ن_1 + ١)}{٢} - مجـ ر_1$

$$= ٨ \times ١٠ + \frac{٨(٨ + ١)}{٢} - ٩٥$$

$$= ٨٠ + \frac{٧٢}{٢} - ٩٥$$

$$= ٨٠ + ٣٦ - ٩٥$$

$$= ٢١$$

$$U_2 = ن_1 ن_2 + \frac{ن_2(ن_2 + ١)}{٢} - مجـ ر_2$$

$$= ٨ \times ١٠ + \frac{١٠(١٠ + ١)}{٢} - ٧٦$$

$$= ٨٠ + \frac{١١٠}{٢} - ٧٦$$

$$= ٨٠ + ٥٥ - ٧٦$$

$$= ٥٩$$

ويلاحظ أن $U_1 = ٢١$ هى القيمة الصغرى عندما $ن_1 = ٨$ ، $ن_2 = ١٠$ نجد أن القيمة الجدولية لاختبار ذيلين وعند مستوى دلالة ٠,٠٠٢ هى ٦

وبالتالى فقيمة $U_1 = ٢١$ ليست أقل من القيمة الجدولية ، ومن ثم فهى غير دالة إحصائياً.

أى أنه لاتوجد فروق ذات دلالة إحصائية بين المجموعتين ، وبذلك فلا تأثير للبرنامج على الحيوية والنشاط لدى الأطفال.

ثالثاً : اختبار مان - ويتنى عندما ن > ٢٠ :

نتبع نفس القيمة خطوات ثانياً ولانكتفى بتحديد U_1 أو U_2 الأصغر ، بل علينا أن نأخذ القيمة الصغرى لهذه، ونعوض فى معادلة على الصورة :

$$z = \frac{2\,U_{\text{الصغرى}} - \text{ن}_1\,\text{ن}_2}{\sqrt{\dfrac{\text{ن}_1\,\text{ن}_2\,(\text{ن}_1 + \text{ن}_2 + 1)}{3}}}$$

الدلالة الإحصائية لاختبار مان - وتني عندما ن > ٢٠

وعليناأن نقارن القيمة المتعارف عليها فى منحنى التوزيع الطبيعى .

عند مستوى ٠,٠٥ = ± ١,٦٤٥ فى اختبار ذيل واحد

= ± ١,٩٦ فى اختبارذيلين

وعند مستوى ٠,٠١ = ±٢,٣٣ فى اختبارذيل واحد.

= ± ٢,٥٨ فى اختبار ذيلين.

ولاستخدامSpss كتطبيق على الكمبيوتر الآن مثلا ندخل المجموعتين فى عمود واحد (effect) ونستخدم عموداً آخرلتحديد المجموعة التى تنتمى إليها كل مشاهدة (Group)، ثم نطبق الاختبار بالتسلسل التالى بالنقر على الماوس :

⟶ Statistics

⟶ Non parametric Tests

⟶ 2 independent Samples

نحدد بعد ذلك المتغير التابع effect فى صندوق Test Variable List ، والمتغير المستقلGroupفى Grouping variable . يبقى بعد ذلك اختيار اختبار Mann-Whitneyمن بين أربعة خيارات .

وعند الاعتماد على الحاسب الآلى مع الحزمة Spss- x ، تأتى نتائج المعالجة لمثال آخر على الصورة التالية ، وذلك لتطبيق اختبار مان – وتنى للمقارنة بين مجموعتين مستقلتين تتوافر لهما بيانات رتبية .

Mann-Whitney *U* test

```
10:58:29    MANN-WHITNEY TEST:,SIEGEL. P. 119

- - - - - MANN-WHITNEY U - WILCOXON RANK SUM W TEST

   TRIALS
 BY GROUP

   MEAN RANK     CASES

       6.20          5  GROUP = 0
       4.75          4  GROUP = 1
                     -
                     9  TOTAL

                                EXACT               CORRECTED FOR TIES
         U             W     2-TAILED P             Z        2-TAILED P
        8.0          19.0      0.9048            -0.2449       0.8065
```

٣ - الكشف عن قوة العلاقة مع استخدام اختبار يو

علمنا أنه إذا وجد الباحث فروقاً ذات دلالة إحصائية بين عينتين، فإن هذا يعنى فقط وجود تأثير غير صفرى للمتغير التجريبى (المستقل) على المتغير التابع ، وعلى الباحث الماهر أن يحدد قوه العلاقة بين هذين المتغيرين . وفى حالة اختبار مان - ويتنى المسمى اختبار يو نستخدم معاملاً للارتباط الثنائى للترتيب Rank Biserial Correlation ، الذى ينسب الى العالم Glass يعطى بالقانون :

$$ق_U = \frac{2\left[\frac{مج\ ر_1}{ن_1} - \frac{مج\ ر_2}{ن_2}\right]}{ن_1 + ن_2}$$

حيث :

$ق_U$: قوة العلاقة مع استخدام اختبار U

$مج\ ر_1$: مجموع رتب المجموعة التجريبية (الأولى) .

$مج\ ر_2$: مجموع رتب المجموعة الضابطة (الثانية) .

$ن_1$: عدد أفراد المجموعة الأولى .

$ن_2$: عدد أفراد المجموعة الثانية .

وظهور إشارة سالبة فى قيمة $ق_U$ لايعنى إلا أن قيمة متوسط رتب المجموعة الثانية أكبر من متوسط رتب المجموعة الأولى . وفى مثالنا السابق نجد أن :

$مج\ ر_1 = 95$ $\quad$ $ن_1 = 8$

$مج\ ر_2 = 76$ $\quad$ $ن_2 = 10$

اذاً

$$ق_U = \frac{2\left[\frac{95}{8} - \frac{76}{10}\right]}{8 + 10}$$

$$ق_u = \frac{[٧,٦ - ١١,٨٨]^٢}{١٨}$$

$$ق_u = \frac{٨,٥٥}{١٨} = ٠,٤٨$$

وتدل هذه القيمة على قوة أقل من المتوسط بين المتغير التجريبي والمتغير التابع، أو بين العضوية في احدى المجموعتين، ورتب الدرجات في حدود عينتي الدراسة ولاتتخطى ذلك إلى المجتمع لأن الفرق لم يكن دالا.

٤ - اختبار والد - ولف وتز لدلالة فروق عينتين مستقلتين

يستخدم هذا الاختبار للكشف عن دلالة الفروق بين عينتين مستقلتين، عندما يكون قياس المتغير التابع رتبياً، أو رتبت الدرجات الخام لمقياس أو اختبار. ويختبر هذا الأسلوب الإحصائي توزيع الرتب الناتج للتحقق من درجة الاختلاف.

أولاً: حينما يكون حجم احدى العينتين أو كلاهما أقل من أو يساوى ٢٠

وقد سبق عرض طريقة هذا الأسلوب الإحصائي في تحديد الدفعات (التلاحقات) أو التجمعات من قبل. وقد استخدمه Rubenstein في دراسته عن السلوك البصرى والحركى لدى أطفال الستة أشهر من الذكوروالإناث، وذلك للتحقق من صحة الفرض القائل.

« لاتوجد فروق بين الأطفال الذكور والأطفال الإناث في مقدار الوقت الذى يُقضى في اللعب غير مألوفة »

وذلك حينما جاءت بيانات الزمن لكل طفل كما يلى :

عينة الذكور: ٢٥٣، ٢٢١، ٢٢٩، ٢٥٧، ٢٥٩، ٢٩٦، ٢٨٥، ٢٨٨، ٢٧٥، ٣٠٤.

عينة الإناث: ٣٠٨، ٢٣٧، ٢٤٥، ٢٤٩، ٢٠٢، ٢٠٣، ٣١٠، ٢١٥، ٣٢٢، ١٩٩.

الحل : على الطريقة نفسها التى اتبعناها في أول هذا الكتاب حول تحديد عدد الدفعات أو التجمعات أو عدد التتابعات.

$$\underbrace{١٩٩، ٢٠٢، ٢٠٣، ٢١٥}_{ث}، \underbrace{٢٢١، ٢٢٩}_{ذ}، \underbrace{٢٣٧، ٢٤٥، ٢٤٩}_{ث}$$

٢٥٣، ٢٥٧، ٢٥٩، ٢٨٥، ٢٨٨، ٢٩٦، ٣٠٤ ، ٣٠٨ ، ٣١٠، ٣٢٢

ذ ث

نلاحظ الآن أن :

$ن_١$ = ١٠

$ن_٢$ = ١٠

د = عدد التابعات (الدفعات) = ٥

وعلينا أن ندخل جدول دلالة الفروق لوالد – ولف وتز بالملاحق .

عند فقط تقاطع $ن_١$ = ١٠ ، $ن_٢$ = ١٠

نجد أن القيمة الجدولية = ٦

بينما القيمة المحسوبة = ٥

فإذا جاءت القيمة المحسوبة أقل من أو تساوى القيمة الجدولية ، نرفض الفرض الصفرى ، ونقول إن هناك فروقاً.

أما اذا جاءت القيمة المحسوبة أكبرمن القيمة الجدولية ، قبلناالفرض القائل بعدم وجود فروق بين المجموعتين

وفى مثالنا الحالى نلاحظ أن القيمة المحسوبة ٥ والقيمة الجدولية ٦ ،أى إن المحسوبة أقل من الجدوليه ، وبالتالى توجد فروق بين الأطفال الذكور و الأطفال الإناث فى زمن التعامل مع الألعاب غير المألوفة حينما تكون أعمارهم ستة أشهر.

ويمكن عرض النتائج فى جدول كالتالى:

المجموعة	الحجم	عدد المتتابعات	القيمة الجدولية	مستوى دلالة الفروق
ذكور إناث	١٠ ١٠	٥	٦	٠,٠٥

ثانياً : حينما يكون حجم العينتين أو كلاهما أكبر من ٢٠

فى هذه الحالة نتبع الأسلوب نفسه المعروف لتحديد عدد الدفعات أو التتابعات ، ونطبق القانون الذى سبق عرضه مع بداية الكتاب .

$$Z = \frac{\text{د} - \mu_{\text{د}}}{\sigma_{\text{د}}}$$

أو

$$Z = \frac{\text{د} - \left(\frac{2\,\text{ن}_1\,\text{ن}_2}{\text{ن}_1 + \text{ن}_2} + 1\right)}{\sqrt{\frac{2\,\text{ن}_1\,\text{ن}_2\left[2\,\text{ن}_1\,\text{ن}_2 - \text{ن}_1 - \text{ن}_2\right]}{\left[\text{ن}_1 + \text{ن}_2\right]^2\left[\text{ن}_1 + \text{ن}_2 - 1\right]}}}$$

وعلينا مقارنة القيمة Z بالقيمة ± ١,٩٦ ؛ للتحقق من الدلالة الإحصائية للفروق بين المجموعتين ن_1 ، ن_2 عن مستوى ٠,٠٥ .

ملاحظة (١) :

١ – يتميز اختبار الدفعات (التتابع) (التلاحقات) عن كل اختبار مان – ويتنى ، وكذا عن اختبار كولموجورف – سميرنوف فى تعامله مع الدرجات الخام مباشرة دون تحويلها إلى رتب أو تصنيفها . وهو اختبار أكثر تحفظاً من الاختبارين الآخرين، ولا يضع قيوداً على حجم كل من العينتين . ويتم تنفيذه على البيانات بسرعة .

وعند مقارنته باختبار «ت» T test نجد أن فاعلية قوته تتراوح بين ٧٥٪ ، ٨٠٪

٢ – من أهم عيوب أو ثغرات هذا الأسلوب تأثير الدرجات المتكررة المتساوية على دقة النتائج ، ومن المهم جعل عدد التتابعات أكبر ما يمكن .

وفى حالة وجود قيمة تكررت كثيراً نتعمد أن نجعلها مرة تشكل تتابعاً مع العينة الأولى وتشكل تتابعًا آخر مع العينة الثانية . إلا إذا كانت الدرجة المتكررة فى مجموعة واحدة فالأمر هنا ليس فيه مشكلة .

ملاحظه (٢) :

يمكن الاعتماد على الصورة بعد التعديل للقانون السابق ، الذى سبق الإشارة اليها مع بداية هذا الكتاب حيث :

$$Z = \frac{(\text{د} \pm \frac{1}{2}) - \mu_{\text{د}}}{\sigma_{\text{د}}}$$

ويستخدم اختبار التلاحقات فى الكشف عن دلالة تأثير معالجة ما على متغير ما كمايتبين من المثال الآتى :

مثال : لمعرفة تأثير هورمون ما على أطوال الأطفال ، أخذت عينة عشوائية من ٢٢ طفلا ، وقسمت عشوائيا إلى قسمين بكل منهما ١١ طفلاً ، ووضعت الأطفال تحت الظروف نفسها فيماعدا أن أطفال أحد القسمين عولجت بالهورمون وتركت أطفال القسم الآخر دون معالجة (مجموعة ضابطة) . وبعد سنة وجد أن أطوال الأطفال زادت بالملميترات كالآتى :

المجموعة المعالجة : ٢٦ ٢٨ ٣٧ ٤١ ٥٧ ٥٨ ٦٧ ٧٨ ٨٠ ١٢١ ١٢٢

مجموعة الضابطة : ١٥ ٣٠ ٣٠ ٦٥ ٩١ ١٠٣ ١٣٢ ١٣٥ ١٣٧ ١٤١ ١٩٨

ابحث ما إذا كان الهورمون يعيق النمو أم لا .

الحل : نضم جميع القيم المشاهدة فى المجموعتين فى متتابعة واحدة ، ونكتب عناصر هذه المتتابعة بعد ترتيبها ترتيباً تصاعدياً ، ثم نضع الحرف أ تحت كل عنصر من عناصرالمجموعة المعالجة ، والحرف ب تحت كل عنصر من عناصرمجموعة المراقبة (الضابطة) كما يلى :

١٥ ٢٦ ٢٨ ٣٠ ٣٠ ٣٧ ٤١ ٥٧ ٥٨ ٦٥ ٦٧ ٧٨

ب أ أ ب ب أ أ أ أ ب أ أ

٨٠ ٩١ ١٠٣ ١٢١ ١٢٢ ١٣٢ ١٣٥ ١٣٧ ١٤١ ١٩٨

أ ب ب أ أ ب ب ب ب ب

الفرض الصفرى : المعالجة ليس لها تأثير فى نمو الأطفال ؛ أى إن البيانات مأخوذة من مجتمع واحد ، وبالتالى تتتابع الرموز أ ، ب عشوائياً.

الفرض البديل : المعالجة تعيق نمو الاطفال ؛ إذاً الاختبار ذو جانب واحد.

إذا كان الفرض الصفرى صحيحاً فإن جميع المتتابعات من الرمزين أ ، ب التى يمكن أن تسفر عنها التجربة تكون متساوية الاحتمال ، ويتوزع هذان الرمزان عشوائياً . أما إذا كانت المجموعتان هما عينتان من مجتمعين مختلفين ؛ نتيجة لتأثير المعالجة بالهورمون ، فإن عناصر كل من المجموعتين تميل إلى التجمع معاً ، ويكون عدد التلاحقات قليلاً . وعلى ذلك يمكن استخدام اختبار التلاحقات بالأسلوب السابق بيانه فى الأمثلة السابقة .

عدد التلاحقات د = ٩ ، $ن_١$ = ١١ ، $ن_٢$ = ١١

من (١) $$\mu_{د} = \frac{١١ \times ١١ \times ٢}{٢٢} + ١ = ١٢$$

$$\sigma_{د}^{٢} = \sqrt{\frac{(٢٢ - ٢٤٢)\ ١١ \times ١١ \times ٢}{٢١ \times ٢٢ \times ٢٢}} = \sqrt{٥,٢٣٨}$$

$$\sigma_{د} = ٢,٢٨٨٧$$

$$Z = \frac{١٢ - ٠,٥ + ٩}{٢,٢٨٨٧} = -٠,٨٦٦$$

بما أن – ٠,٨٦٦ أكبر من – ١,٦٤ لا يكون لدينا دليل ضد الفرض الصفرى عند مستوى الدلالة ٠,٠٥ ، ولا يمكننا القول من واقع هذه التجربة أن الهرمون يعيق النمو.

وعند استخدام حزمة البرامج Spss ، جاءت النتائج لأحد البحوث كمايلى :

Wald-Wolfowitz Test

Frequencies

	Respondent's	N
General Happiness	Male	633
	Female	871
	Total	1504

Test Statistics

	Number of Runs	Z	Asymp. Sig. (1-tailed)
General Happiness	4^{α}	- 38.636	.000

ثالثاً: أساليب فارقة

لبيانات اسميه

في مجموعتين مستقلتين

١ - اختبار فشر Fishar Test

ويستخدم هذا الاختبار للمقارنة بين عينتين مستقلتين (ذكور – إناث) مثلاً في متغير اسمي ينقسم انقساماً ثنائياً (ناجح – راسب).

وهذا يعني أن البيانات الخاصة بالمتغيرين: المستقل الجنس مثلاً والتابع (التحصيل مثلاً) اسمية ثنائية التقسيم.

ويتطلب تطبيق اختبار فشر التحقق من صحة الفرض الصفري القائل، لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين الذكور والإناث في التحصيل ،

وهنا على ذلك يجب تنظيم البيانات في شكل جدول مزدوج على النمط ٢ × ٢ ، كماهي بالشكل التالي :

تابع / مستقل	ناجح	راسب	المجموع
ذكور	أ	ب	أ + ب
إناث	جـ	د	جـ + د
المجموع	أ + جـ	ب + د	أ + ب + جـ + د

ويتم تطبيق قانون على الصورة :

$$Z = \frac{\left[(\text{أ} \times \text{د} - \text{ب} \times \text{جـ}) \pm \frac{\text{ن}}{٢}\right]}{\sqrt{\frac{(\text{أ}+\text{ب})\ (\text{جـ}+\text{د})\ (\text{أ}+\text{جـ})\ (\text{ب}+\text{د})}{\text{ن} - ١}}}$$

حيث أ ، ب ، جـ ، د التكرار .

وبحيث إنه يجب استخدام :

$$Z = \frac{\left[(\text{أ} \times \text{د} - \text{ب} \times \text{جـ}) + \frac{\text{ن}}{٢}\right]}{\sqrt{\frac{(\text{أ}+\text{ب})\ (\text{جـ}+\text{د})\ (\text{أ}+\text{جـ})\ (\text{ب}+\text{د})}{\text{ن} - ١}}}$$

عندما (أ × د – ب × جـ) < صفر

كذلك :

$$Z = \frac{\left[(أ \times د - ب \times جـ) - \frac{ن}{٢} \right]}{\sqrt{\frac{(أ + ب)\ (جـ + د)\ (أ + جـ)\ (ب + د)}{ن - ١}}} \quad \text{عندما } (أ \times د - ب \times جـ) > \text{صفر}$$

الدلالة الإحصائية في اختبار فشر :

تتم مقارنة قيمة Z الناتجة بالقيم الموضحة بالجدول التالى :

مستوى الدلالة / نوع الاختبار	٠,٠٥	٠,٠١
ذيل واحد	± ١,٦٤٥	± ٢,٣٣
ذيــــلان	± ١,٩٦	± ٢,٥٨

مثال : صممت دراسة تجريبية ، على مجموعتين ، استخدم فى المجموعة الأولى نظام للحوافز ، ولم يستخدم فى المجموعة الثانية ؛ وذلك بهدف الكشف عن تقديرهم (رأيهم) للرؤساء نتيجة الحوافزوجاءت البيانات كمايلى :

الرأى / المجموعة	تقدير	عدم تقدير	المجموع
الأولى	١٨	٦	٢٤
الثانية	١٠	١١	٢١
المجموع	٢٨	١٧	٤٥

تحقق من صحة الفرض القائل ، أن للحوافز أثراً على رأى العاملين فى تقديرالرؤساء ،.

الحل : أ = ١٨ ، ب = ٦ ، جـ = ١٠ ، د = ١١

يلاحظ أن أ × د - ب × جـ > صفر

إذاً
$$Z = \frac{\left[(\text{أ} \times \text{د} - \text{ب} \times \text{جـ}) - \frac{\text{ن}}{٢} \right]}{\sqrt{\frac{(\text{أ} + \text{ب})\ (\text{جـ} + \text{د})\ (\text{أ} + \text{جـ})\ (\text{ب} + \text{د})}{\text{ن} - ١}}}$$

$$= \frac{\left[(١٨ \times ١١ - ٦ \times ١٠) - \frac{٤٥}{٢} \right]}{\sqrt{\frac{٢٤ \times ٢١ \times ٢٨ \times ١٧}{٤٥ - ١}}}$$

$$= \frac{\left[(١٩٨ - ٦٠) - ٢٢{,}٥ \right]}{\sqrt{\frac{٢٣٩٩٠٤}{٤٤}}}$$

$$= \frac{\left[١٣٨ - ٢٢{,}٥ \right]}{\sqrt{٥٤٥٢{,}٣٦}}$$

$$Z = \frac{١١٥{,}٥}{٧٣{,}٨٤} = ١{,}٥٦$$

ويلاحظ أن قيمة Z المحسوبة أقل من القيمة اللازمة للدلالة عند مستوى ٠,٠٥ وهى ١,٦٤٥ ؛ مما يشير إلى عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين تقدير الرؤساء وعدم تقديرهم عند استخدام نظام للحوافز أو عدم استخدامه .

وهذا يدل على أن نظام الحوافز ليس له تأثير على الرأى فى تقدير الرؤساء .

٤ - اختبار مربع كاى لمقارنة مجموعتين :

ويستفاد أيضاً من كا^{٢} فى مقارنة عينتين مستقلتين فى متغير من النوع الاسمى ثنائي التقسيم ، أو أكثر من ثنائى ، مثل مقارنة عينة من العرب وأخرى من الأجانب فى الاتجاه نحو عمل المرأة إذا كانت الإجابة (نعم - لا) أو (موافق - متردد - أرفض) . والقانون المستخدم لذلك كما هو معروف:

$$كا^2 = مجـ \frac{(هـ - ق)^2}{ق}$$

حيث هـ : المشاهد(الملاحظ)

ق : المتوقع

الدلالة الإحصائية لاختبار كا^2 لمقارنة مجموعتين مستقلتين:

باستخدام درجات حرية = عدد بدائل الاستجابة (التقسيمات) – ١ علينا أن نقارن قيمة كا^2 المحسوبة بقيمة كا^2 الجدولية (النظرية).

مثال : فى عينة مكونة من ٩٠ مريضاً بمرض السرطان ، تم تقسيمهم عشوائياً إلى مجموعتين ، وتم معالجة كل مجموعة بنوع من الدواء .

والمطلوب : التحقق من أن التحسن لا يختلف باختلاف الطريقة الدوائية إذا كانت البيانات كما يلى :

النتيجة / الدواء	تحسن	كما هو	المجموع
أ	٢٧	١١	٣٨
ب	١٥	٣٧	٥٢
المجموع	٤٢	٤٨	٩٠

الحـــل :

$$المتوقع\ للتكرار\ ٢٧ = \frac{٣٨ \times ٤٢}{٩٠} = ١٧,٨٣$$

$$المتوقع\ للتكرار\ ١١ = \frac{٣٨ \times ٤٨}{٩٠} = ٢٠,٢٧$$

$$المتوقع\ للتكرار\ ١٥ = \frac{٥٢ \times ٤٢}{٩٠} = ٢٤,٢٧$$

المتوقع للتكرار ٣٧ = $\frac{٤٨ \times ٥٢}{٩٠}$ = ٢٧,٧٣

بما أن كا^{٢} = مجـ $\frac{(هـ - ق)^{٢}}{ق}$

كا^{٢} = $\frac{(٢٧ - ١٧,٧٣)^{٢}}{١٧,٧٣}$ + $\frac{(١١ - ٢٠,٢٧)^{٢}}{٢٠,٢٧}$

+ $\frac{(١٥ - ٢٤,٢٧)^{٢}}{٢٤,٢٧}$ + $\frac{(٣٧ - ٢٧,٧٣)^{٢}}{٢٧,٧٣}$

كا^{٢} = ٤,٨٥ + ٤,٢٤ + ٣,٥٤ + ٣,١٠

= ١٥,٧٣

وعند درجات حرية = ١

نجد أن القيم النظرية عند مستوى ٠,٠٥ هى ٣,٨٤

القيم النظرية عند مستوى ٠,٠١ هى ٦,٦٤

ومن ثم فالقيمة المحسوبة كا^{٢} = ١٥,٧٣ أكبر من القيمة الجدولية اللازمة للدلالة عند مستوى ٠,٠١ .

ومن ثم فإن هناك اختلافاً فى التحسن باختلاف نوع الدواء أو الطريقة الدوائية.

واذا اردنا استخدام الحزمة Spss ، علينا تخزين التكرارات المشاهده فى أعمدة على شكلها التى تظهر به فى جدول الاقتران ، فمثلا إذا كان لدينا جدول اقتران على النحو التالى بخصوص الموافقة ، وعدم تدخين المراهقين كما يراها الآباء والامهات.

مستويات الموافقة / نوع الوالد	موافق بشدة	موافق	متردد	أرفض	أرفض بشدة
الأمهات	١١	١٨	٢٥	٣٧	٣٩
الآباء	١٢	٤٥	١٧	١٩	٢٠

علينا أن نخزن مستويات الموافقة فى خمسة اعمدة ، ونخزن نوع الوالد فى صفين أو العكس ، وعلى ذلك فإن المشاهدات السابقة لمستويات الموافقة يناظرهاعلى التوالى.

Var 00001 Var 00002 Var 00003 Var 00004 Var 00005

ونضع نوع الوالد فى صفين ١ ، ٢

بعد إدخال البيانات الخام ، كما أوضحنا سابقاً ، نستخدم سلسلة من أوامر Spss بالتسلسل التالى، مع الضغط على الماوس :

→ Statistics

→ Summarize

→ Crosstabls

نحدد بعد ذلك المتغيرين النوعيين : الجنس والتخصص ، أحدهما فى صندوق Rows والآخر فى صندوق Columns . نضغط بعدذلك على Statistics لنحدد الإحصاء الذى نريد حسابه ، وهو مربع الكاى أىChi square . أخيراً نستخدم Cells لكى نختار القيم التى نريدها فى الخلايا ، وهى التكرارات المشاهدة والتكرارات المتوقعة . Obseerved و Expected. والنتائج سوف تشمل جدول الاقتران ، وقيم مربع كا ى ومعامل بيرسون ، مع مستوى الدلالة ، بالإضافة إلى نتائج أخرى لاتهمنا فى هذا الجزء .

والنتائج التالية توضح قيمة مربع كاى مع عدم توفر إستجابات أربعة أفراد ، وعدم وجود توقعات لخلايا أقل من (٥) وقبل تصحيح (يتس) طبقا لحزم البرامج Spss-X فى تحليل بيانات بحث آخر .

Missing values with MISSING=REPORT

```
- - - - - - - - - - - - - - - -  C R O S S T A B U L A T I O N   O F  - - - - - - - - - - - - - - -
   FEAR      AFRAID  TO WALK AT NIGHT IN NEIGHBORHOOD     BY  SEX
- - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - -   PAGE  1 OF  1

                      SEX
             COUNT  I
                    IMALE       FEMALE     ROW
                    I                      TOTAL
                    I         1I        2I
FEAR        --------+---------+---------+
                 1  I    55   I   180   I    235
  YES               I         I         I   47.4
                    +---------+---------+
                 2  I   172   I    89   I    261
  NO                I         I         I   52.6
                    +---------+---------+
                 8  I    1M   I    3M   I     4M
  DK                I         I         I     .0
                    +---------+---------+
            COLUMN       227       269        496
             TOTAL      45.8      54.2      100.0

CHI-SQUARE      D.F.      SIGNIFICANCE      MIN E.F.      CELLS WITH E.F.| 5

  88.26868       1           0.0000          107.550         NONE
  89.97266       1           0.0000        ( BEFORE YATES CORRECTION )
NUMBER OF MISSING OBSERVATIONS =      4
```

والنتائج التالية توضح حساب قيمة مربع كاى عند اعتبار غير المستجيب بنعم أو لا نمطاً من أنماط الاستجابة ، وذلك طبقاً لـ Spss-X

Missing values with MISSING=INCLUDE

```
---------------------- C R O S S T A B U L A T I O N   O F ----------------------
   FEAR     AFRAID  TO WALK AT NIGHT IN NEIGHBORHOOD   BY  SEX
---------------------------------------------------------------------- PAGE 1 OF 1

                    SEX
            COUNT I
                  IMALE     FEMALE     ROW
                  I                    TOTAL
                  I         1I      2I
FEAR       -------+--------+--------+
                1 I   65   I  180   I   235
  YES             I        I        I   47.0
                  +--------+--------+
                2 I  172   I   89   I   261
  NO              I        I        I   52.2
                  +--------+--------+
                8 I    1   I    3   I     4
  DK              I        I        I    .8
                  +--------+--------+
           COLUMN    228      272       500
            TOTAL    45.6     54.4     100.0

 CHI-SQUARE    D.F.    SIGNIFICANCE     MIN E.F.    CELLS WITH E.F.| 5
 ----------    ----    ------------     --------    ------------------
   90.71444     2         0.0000          1.824      2 OF    6 ( 33.3%)
NUMBER OF MISSING OBSERVATIONS =      0
```

٣ - اختبار الوسيط The Median Test

عندما يريد الباحث التحقق من دلالة الفروق بين وسيطى عينتين ، يلجأ إلى ما يطلق عليه اختبار الوسيط.

ويعتمد هذا الاختبار على إيجاد الوسيط للعينتين موضع المقارنة ، ثم يحدد عدد الأفراد الذين تقع درجاتهم فوق الوسيط ، وكذلك يحدد عدد الأفراد الذين تكون درجاتهم مساوية للوسيط أو أقل.

وتصنف التكرارات فى صورة جدول مزدوج على النمط ٢ × ٢ ، كما بالشكل التالى :

العينة	أعلى من الوسيط	أقل من أو تساوى الوسيط	
الأولى الثانية	أ جـ	ب د	أ + ب جـ + د
المجموع	أ + جـ	ب + د	

وعلينا أن نستخدم قانون على الصورة :

$$\text{كا}^2 = \frac{\text{ن}\left[\text{أ} \times \text{د} - \text{ب} \times \text{جـ}\right]^2}{(\text{أ} + \text{ب})\ (\text{جـ} + \text{د})\ (\text{أ} + \text{جـ})\ (\text{ب} + \text{د})}$$

بدرجة حرية = ١

حيث ن : عدد الأفراد فى المجموعتين

مثال : أراد باحث أن يتحقق من عدم فروق ذات دلالة إحصائية بين طلاب كلية التربية الرياضية وطلاب الجامعة من حيث طول القامة .وفى سبيل ذلك اختيار عينة عشوائية من طلاب كلية التربية الرياضية وعينة أخرى عشوائية من بقية طلاب الكليات الأخرى ، وجاءت البيانات كما يلى :

طلاب كلية التربية الرياضية :

١٦٠ – ١٦٥ – ١٦٢ – ١٧٠ – ١٧٥ – ١٦٧ – ١٦١ – ١٨٠

١٦٦ – ١٦٥ – ١٦٣ – ١٧٠ – ١٧٠ – ١٦٩ – ١٦٤ – ١٦١

طلاب كليات الجامعة :

١٧٠ - ١٧١ - ١٧٥ - ١٥٩ - ١٦٠ - ١٦٧ - ١٦٢ - ١٧٩

١٦٢ - ١٦٨ - ١٧٤ - ١٧١ - ١٧٠ - ١٦٥ - ١٨٢

الحل: يجب أن يحدد الوسيط فى البداية، ويمكن أن يكون ذلك بواحدة من طريقتين:

الطريقة الأولى : بدمج درجات المجموعتين معاً فتصبح العينة الكلية ٣١ فرداً ، ثم ترتيب هذه الدرجات من الأصغر إلى الأكبر أو العكس ثم تحديد الدرجة (أو الدرجتين) التى يسبقها عدد من الدرجات يساوى عدد الدرجات التى تليها (وإن اتضح وجود درجتين يجب جمعهما والقسمة على ٢) .

الطريقة الثانية : ويتم استخدامها إذا كانت مسألة الترتيب تحتاج إلى وقت ، وذلك بعمل فئات وتحديد التكرار المتجمع الصاعد كما يلى :

الفئات	العلاقة التكرارية	التكرار	التكرار المتجمع الصاعد
١٥٨ - ١٦٢	//// ///	٨	٨
١٦٣ - ١٦٧	//// ///	٨	١٦
١٦٨ - ١٧٢	//// ////	٩	٢٥
١٧٣ - ١٧٧	///	٣	٢٨
١٧٨ - ١٨٢	///	٣	٣١

نحدد رتبة الوسيط $\frac{٣١ + ١}{٢}$ = ١٦ ، ونطبق القانون :

$$ط = أ + \frac{\frac{ن}{٢} - ك_{ح ع ق}}{ك_{و}} \times ى$$

حيث ط : الوسيط .

أ : الحد الأدنى الحقيقى لفئة الوسيط .

ن : عدد أفراد العينة .

$ك_{و}$: تكرار الفئة الوسيطية .

$ك_{جـ ع ق}$: التكرار المتجمع الصاعد للفئة السابقة لفئة الوسيط.

ى : طول الفئة (أكبر درجة - أقل درجة + ١ لأى فئة)

يلاحظ أن الفئة الوسيط هى الفئة ١٦٣ - ١٦٧

$$\text{إذاً}\quad ط = ١٦٢,٥ + \frac{\frac{٣١}{٢} - ٨}{٨} \times ٥$$

$$ط = ١٦٢,٥ + \frac{١٥,٥ - ٨}{٨} \times ٥$$

$$ط = ١٦٢,٥ + \frac{٧,٥}{٨} \times ٥$$

$$ط = ١٦٢,٥ + ٠,٩٤ \times ٥$$

$$ط = ١٦٢,٥ + ٤,٧$$

$$ط = ١٦٧,٢$$

والآن علينا أن نصنف بيانات المجموعتين فى صورة جدول مزدوج

العينـــة	أكبر من الوسيط	الوسيط فاقل	المجموع
تربية رياضية	أ ٦	ب ١٠	١٦
غير تربية رياضية	جـ ١٠	د ٥	١٥
المجمـــوع	١٦	١٥	٣١

$$\text{بما أن}\quad كا^٢ = \frac{ن\left[أ \times د - ب \times جـ\right]^٢}{(أ + ب)\,(جـ + د)\,(أ + جـ)\,(ب + د)}$$

$$كا^٢ = \frac{٣١\left[٦ \times ٥ - ١٠ \times ١٠\right]^٢}{(٦ + ١٠)\,(١٠ + ٥)\,(٦ + ١٠)\,(١٠ + ٥)}$$

$$\text{كا}^{٢} = \frac{٣١\left[٣٠ - ١٠٠\right]^{٢}}{١٦ \times ١٥ \times ١٦ \times ١٥}$$

$$\text{كا}^{٢} = \frac{٣١\left[- ٧٠\right]^{٢}}{٥٧٦٠٠}$$

$$\text{كا}^{٢} = \frac{٣١ \times ٤٩٠٠}{٥٧٦٠٠} = ٢,٦٤$$

وعند درجات حرية = ١

نجد أن القيم الجدولية

عند مستوى ٠,٠٥ كا^{٢} = ٣,٨٤

عند مستوى ٠,٠١ كا^{٢} = ٦,٦٤

وبالتالي فإن قيمة كا^{٢} المحسوبة ٢,٦٤ أقل من القيمة اللازمة للدلالة الإحصائية.

ويمكننا القول أنه لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين طلاب التربية الرياضية وطلاب الكليات الأخرى ، وذلك فى متغيرطول القامة.

وإذا أردنا استخدام الحاسب الآلى ، يتم وضع العينتين فى عمود واحد ، يمثل المتغيرالتابع ، ثم استخدام عمود آخر لتحديد مصدر المشاهدات . نضع مثلاً ١ لكل فرد في العينة الأولى ، ونضع ٢ لكل فرد فى المجموعة الثانية فى هذا العمود ، وبالنقر على الماوس :

→ Statistics

→ Non paramtric Tests

→ K independent Samples

ينقل بعد ذلك العمودان أعلاه الى الصندوقين Test و Grouping Variable Variable على الترتيب ويختار Median من بين خيارين ثانيهما Kruskal - Walli .

وفيمايلى نتائج اختبارالوسيط من خلال البرنامج المعد على الـ X - Spss ، وذلك للمقارنة بين وسيطى عينتين مستقلتين فى أحد البحوث .

Two-sample median test

```
10:16:50     MEDIAN TEST, SIGEL P. 114

- - - - - MEDIAN TEST

    ANXIETY    ORAL SOCIALIZATION, ANXIETY
 BY EXPLAIN    ORAL EXPLANATION OF ILLNESS CODE

                             EXPLAIN
                               1         2
                    I----------I---------I
          GT MEDIAN I        3 I      17 I
ANXIETY             I----------I---------I
          LE MEDIAN I       13 I       6 I
                    I----------I---------I

          CASES       MEDIAN     CHI-SQUARE     SIGNIFICANCE
           39          10.5        9.3909           .0022
```

رابعاً : أساليب فارقة
لبيانات رتبية
فى مجموعتين غير مستقلتين

١ - اختبار ويلكوكسن للأزواج غيرالمستقلة ذات الإشارة للرتب
Wilcoxon - Matched Paired Signed - ranks Test

يستخدم اختبار ويلكوكسن للأزواج (غير المستقلة) المترابطة، وذلك حينما تتم مزواجة المشاهدات فى مجموعتين متناظرتين من البيانات ، مثل : تطبيق الباحث لاختبار قبلى Pre test ثم اختبار بعدى Post test على العينة نفسها، أو كماهو الحال فى الأزواج المتطابقة Matched Pairs.

واختبار ويلكوكسن اختبار لا بارامترى بديل لاختبار «ت» للعينات المترابطة (غير المستقلة) ، ويتميز بالكشف عن اتجاه الفروق بين أزواج المشاهدات ، وحجم تلك الفروق.

واختبار ويلكوكسن يمكننا من تقرير أى عضو Member فى الزوج المتطابق من المجموعتين قد تفوق على الآخر ومقدار هذا التفوق . وتكون المجموعتان موضع المقارنة متعادلتين ، عندما يكون عدد الحالات التى تفوقت فيها إحدى المجموعتين ومقدار هذا التفوق معادلاً لما اتضح فى المجموعة المناظرة.

من أجل استخدام هذا الاختبار، فإن البيانات يجب أن تكون فى صورة أزواج من الدرجات ، وكل زوج فيها يخص أحد أفراد العينة ، أو الفرد النظير المشابه تماماً للفرد فى مجموعة أخرى ..

أولاً : طريقة ويلكوكسن عندما ٦ ⩽ ن ⩽٢٥

فى هذه الحالة، يجب علينا اتباع الخطوات التالية:

١ - نضع البيانات المناظرة لكل زوج فى عمودين ، يخصص العمود الأول لبيانات الاختبار القبلى مثلاً والعمود الثانى لدرجات الاختبار البعدى.

٢ - نحسب الفرق بين كل درجتين متناظرتين متجاورتين لكل فرد ؛ بحيث نطرح درجة البعدى من درجة القبلى.

٣ - تحذف الإشارات التى ظهرت أمام الفرق فى الخطوة السابقة ، وتكتب القيم دون إشارات فى عمود مجاور، ونسمى ذلك (الفروق المطلقة) .

٤ - توضع رتب للفروق التى ظهرت فى الخطوة السابقة ؛ بحيث نبدأ من الفرق

الأصغ ربرتبة (١) ....إلخ، وفى حالة الفروق المتساوية نستخرج متوسط الرتب المتسلسلة ، التى تحتلها هذه الفروق ، فمثلاً الفرق (٤) تكرر ثلاث مرات، والرتب التى يحتلها هى السابع والثامن والتاسع ؛ لذلك يعطى لكل فرق قيمته (٤) متوسط هذه الرتبة ، أى $\frac{٧ + ٨ + ٩}{٣}$ = ٨ وبذلك تكون رتبة الفرق الذى يلى (٤) هى رقم يلى آخر رقم وصلنا إليه ؛ أى العاشر .

٥ - يعاد كتابة الرتب فى عمود آخر وترصد أمامها الإشارات التى سبق حذفها من الخطوة (٣) ، ثم تجمع الفروق الموجبة T_1 وتجمع الفروق السالبة T_2 ونأخذ منهما القيمة الأقل .

الدلالة الإحصائية لاختبار ويلكوكسن عندما ٦ ≤ ن ≤ ٢٥

تقارن قيمة T الأقل المحسوبة من الخطوة (٥) بقيم نظرية لاختبار ويلكوكسن موضحة بالملاحق، والشرط اللازم لدلالة الفروق هو أن تكون قيمة T أقل من القيمة الجدولية ، وإذا كانت أكبر فلا يكون لها دلالة إحصائية .

ثانياً : طريقة ويلكوكسن عندما ن > ٢٥

علينا اتباع الخطوات الخمس السابقة ونحدد قيمة T_1 أو T_2 الأصغر وعلينا أن نحولها إلى Z طبقاً للقانون التالى :

$$Z = \frac{٤\ T\ (\text{الصغرى}) - ن\,(ن + ١)}{\sqrt{\frac{٢\,ن\,(ن + ١)\,(٢\,ن + ١)}{٣}}}$$

الدلالة الإحصائية لطريقة ويلكوكسن عندما ن > ٢٥

علينا أن نقارن قيمة Z السابقة بالقيم التالية :

± ١,٩٦ للدلالة الإحصائية عند مستوى ٠,٠٥ فى اختبار ذيلين .

± ٢,٥٨ للدلالة الإحصائية عند مستوى ٠,٠١ فى اختبار ذيلين .

± ١,٦٤٥ للدلالة الإحصائية عند مستوى ٠,٠٥ فى اختبارذيل واحد .

± ٢,٣٣ للدلالة الإحصائية عند مستوى ٠,٠١ فى اختبار ذيل واحد .

ملاحظة (١) : تستخدم فكرة Z السابقة ، إذا كان أيضاً هناك عدد من الرتب المتشابهة للفروق.

ملاحظة (٢): الفروق ذات القيمة (صفر) (Tied) يجب إهمالها من الحسابات تماماً ، مع تذكر حذف عدد الأفراد الذين اتضح لهم فروق = صفر؛ بحيث إن : ن = جميع أفراد العينه مطروحاً منه عدد الأفراد الذين لهم فروق صفرية .

مثال : طبق مقياس للاتجاهات نحو تعليم الأطفال كمهنة ، قبل دورة مكثفة فى هذا المجال وبعدها . وقد جاءت البيانات كما يلى :

قبل ١٢ ١١ ١٥ ١٧ ٨ ٧ ٩ ٥ ١٣

بعد ١٧ ١١ ١٤ ٢٠ ١٥ ١٤ ١٣ ١٠ ١٤

فكيف نستطيع اختبار الفرض الصفرى ، القائل بعدم وجود فرق ذى دلالة إحصائية بين التطبيقين.

الحـــل :

قبل	بعد	الفروق	الفروق دون إشارة	ترتيب الفروق	ترتيب الفروق بإشارة
١٢	١٧	٥ −	٥	٥,٥	٥,٥ −
١١	١١	صفر	صفر	−	−
١٥	١٤	١ +	١	١,٥	١,٥
١٧	٢٠	٣ −	٣	٣,٠٠	٣,٠٠ −
٨	١٥	٧ −	٧	٧,٥	٧,٥ −
٧	١٤	٧ −	٧	٧,٥	٧,٥ −
٩	١٣	٤ −	٤	٤,٠٠	٤,٠٠ −
٥	١٠	٥ −	٥	٥,٥	٥,٥ −
١٣	١٤	١ −	١	١,٥	١,٥ −

مجموع الرتب ذات الإشارة الموجبة $T_{١}$ = ١,٥

مجموع الرتب ذات الإشارةالسالبة $T_{٢}$ = ٣٤,٥

ويلاحظ أن القيمة الصغرى هى ١,٥

بما أن : ن = ٨ ويلاحظ أنها كانت ن = ٩

ولكننا حذفنا شخصاً اتضح أن له فروقاً = صفر

ويلاحظ أن القيمة الجدولية فى اختبار ذيلين :

عند مستوى ٠,٠٥ هى ٣

عند مستوى ٠,٠١ هى صفر

أى إن قيمة Tالمحسوبة ١,٥ أصغر من ٣ نقط ، وبالتالى توجد فروق ذات دلالة إحصائية عند مستوى ٠,٠٥ لصالح التطبيق الثانى .

٢ - الكشف عن قوة العلاقة مع استخدام اختبار ويلكوكسن لفروق عينتين مترابطتين

إذا وجد الباحث أن الفرق بين الأزواج المرتبطة أو الفرق بين القياس القبلى والقياس البعدى له دلالة ، فإنه يمكنه تعرف قوة العلاقة بين المتغيرين المستقل والتابع باستخدام معامل ارتباط ثنائى لرتب الازواج المرتبطة

Matched - Pairs Rank biserial Correlation

يعطى بالقانون

$$ق_{T} = \frac{٤T_{١}}{ن\left(ن+١\right)} - ١$$

حيث $ق_{T}$: قوة العلاقة مع استخدام اختبار ويلكوكسن

$T_{١}$: مجموع الرتب ذات الإشارات الموجبة .

ن : عدد أزواج الدرجات

وظهور إشارة سالبة لقيمة $ق_{T}$ تدل على أن مجموع الرتب ذات الاشارات السالبة اكبر من مجموع الرتب ذات الإشارات الموجبة بمعنى $T_{٢}$ أكبرمن $T_{١}$ ، وفى مثالنا السابق نلاحظ أن :

مجموع الرتب ذات الإشارات الموجبة $T_{١}$ = ١,٥

مجموع الرتب ذات الإشارات السالبة $T_{٢}$ = ٣٤,٥

ن = ٨

$$\text{اذاً } ق_{T} = ١ - \frac{٤ \times ١,٥}{٨(٨+١)}$$

$$= ١ - \frac{٦}{٧٢} \quad = ١ - ٠,٠٨ = ٠,٩٢$$

تدل هذه القيمة على قوة عالية بين المتغير المستقل والمتغيرى التابع .

وعند استخدام البرنامج المعد على الـ Spss - X لاختبار ويلكوكسن ؛ للمقارنة بين مجموعتين مترابطتين حينما ٦ ≤ ن ≤٢٥ ، وكذلك عندما ن > ٢٥ تظهر النتائج على الصورة التالية فى أحد البحوث :

The Wilcoxon matched-pairs signed-ranks test

```
11:11:31     WILCOXON MATCHED PAIRS TEST, SIEGEL  P  79

- - - - - WILCOXON MATCHED-PAIRS SIGNED-RANKS TEST

    SCHOOL     SOCIAL PERCEPTIVENESS OF SCHOOL TWIN
WITH HOME      SOCIAL PERCEPTIVENESS OF HOME TWIN

   MEAN RANK    CASES

      5.33         6   - RANKS  (HOME LT SCHOOL)
      2.00         2   + RANKS  (HOME GT SCHOOL)
                   0     TIES   (HOME EQ SCHOOL)
                   -
                   8     TOTAL

      Z =    -1.9604          2-TAILED P =   .0500

11:11:33    WILCOXON MATCHED PAIRS  SIEGEL, P. 82

- - - -   WILCOXON MATCHED-PAIRS SIGNED-RANKS TEST

     D          DECISION LATENCY TIME
WITH DUM

   MEAN RANK    CASES

     14.90        20   - RANKS  (DUM LT D)
      8.83         6   + RANKS  (DUM GT D)
                   4     TIES   (DUM EQ D)
                  --
                  30     TOTAL

     Z =    -3.1113           2-TAILED P =   .0019
```

٣ - اختبار الإشارة Sign test

يستفاد من هذا الأسلوب الإحصائى فى الكشف عن اتجاه الفروق بين عينتين مترابطتين (غير مستقلتين) ، وليس مقدار الفروق أيضاً كما كان فى اختبار ويلكوكسن؛ مما يجعل اختبار الإشارة أقل قوة من اختبار ويلكوكسن . والشرط الوحيد لاستخدام هذا الأسلوب الإحصائى هو أن تكون البيانات فى صورة رتبية على الأقل (ويمكن أن تكون البيانات نسبية أو فاصلة) ولايشترط كون العينة قد اختيرت بطريقة عشوائية أم لا.

أولاً : اختبار الإشارة عندما تكون ن ≤ ٥٠

فى هذه الحالة علينا الخطوات التالية :

١ - نضع البيانات المتناظرة لكل زوج فى عمودين ، ويخصص العمود الأول مثلاً لبيانات الاختبار القبلى ، والعمود الثانى لدرجات الاختبارالبعدى .

٢ - نسجل الإشارة موجبة أو سالبة للفرق بين درجة الاختبار القبلى ودرجة الاختبار البعدى (نطرح درجة البعدى من درجة القبلى) ، ولا يهمنا قيمة الفرق بل يهمنا إشارة الفرق.

٣ - نحسب عدد الحالات ذات الإشارة الموجبة Y(+) ، وعدد الحالات ذات الإشارة السالبة Y(−) ، ونحدد القيمة الصغرى منهما.

الدلالة الإحصائية لاختبار الإشارة عندما ن ≤ ٥٠

نأخذ قيمة Y الأصغر سواء موجبة أم سالبة ونقارنها بجدول خاص بالقيم النظرية لاختبار الإشارة الموضح بالملاحق.

ويجب أن تكون قيمهYالمحسوبة أقل من أو تساوى القيمة الجدولية (النظرية) حتى يمكنناالقول أن الفروق ذات دلالة إحصائية.

ثانياً : اختبار الإشارة عندماتكون ن >٥٠

فى هذه الحالة يجب أن نأخذ قيمة Y الصغرى ونحولها إلىZ طبقاً للقانون :

$$Z = \frac{\left(Y - \frac{1}{2}\right) - \frac{ن}{2}}{\sqrt{\frac{ن}{4}}}$$ إذا كانت $Y - \frac{1}{2} > ن$

أو

$$Z = \frac{\left(Y + \frac{1}{2}\right) - \frac{ن}{2}}{\sqrt{\frac{ن}{4}}}$$ إذا كانت $Y - \frac{1}{2} < ن$

الدلالة الإحصائية لاختبار الإشارة عندماتكون ن > ٥٠

علينا أن نقارن قيمة Z المحسوبة سابقاً بالقيم المتعارف عليها فى منحنى التوزيع الطبيعى.

ملاحظة (١) :

إذا كان ناتج طرح الاختبار البعدى من الاختبار القبلى = صفر (Tied) بالنسبة لفرد من أفرادالعينه (أو أكثر) ، فلايؤخذ هذاالفردفى الاعتبارعند حساب قيمة ن ويجب تخفيض عدد أفراد العينة.

ملاحظة (٢) :

لا يفضل استخدام اختبار الإشارة إذا كان اهتمام الباحث منصباً على مقدارالفروق وليس اتجاه الفروق. لذلك يجب استخدامه حينما تأتى البيانات بصورة اتجاه للفرق (سالب أو موجب) وليس قيمة عددية للفرق . ومن المحتمل أن تأتى نتائج متناقصة عند استخدام اختبار ويلكوكسن واختبار الإشارة للبيانات نفسها .

مثال : طبق برنامج غذائى على مجموعة من الأطفال لأمهات أميات ، وتم سؤال الأمهات عن حالات أبنائهن الصحية (زاد – قل) ، فقررت الأمهات عن الأطفال ما يلى :

رقم الطفل	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١١	١٢	١٣	١٤	١٥
الحالة	أ	أ	ب	أ	أ	ب	ب	ب	أ	أ	أ	أ	أ	أ	أ

حيث : أ زاد ، ب قلّ

والمطلوب التحقق من صحة الفرق التالى :

«البرنامج الغذائى له فعالية على صحة الطفل»

الحـــــل :

رقم الطفل	رقم الطفل	الأشارة قبلى – بعدى
١	أ	–
٢	أ	–
٣	ب	+
٤	أ	–
٥	أ	–
٦	ب	+
٧	ب	+
٨	ب	+
٩	أ	–
١٠	أ	–
١١	أ	–
١٢	أ	–
١٣	أ	–
١٤	أ	–
١٥	أ	–

يجب أن نتذكر أن :

زيادة الطفل تعنى أن وزنه البعدى أكبر من وزنه القبلى ، وعند طرح البعدى من القبلى تكون الإشارة (–) .

أما نقصان الطفل (قلّ) تعنى أن وزنه القبلى أكبر من وزنه البعدى ، وعند طرح البعدى من القبلى تكون الإشارة (+) .

وعموماً فإن :

Y (+) = ٤

Y (–) = ١١

ن = ١٥

وبالنسبة لاختبار ذيل واحد بدخول جدول القيم النظرية لاختبار الإشارة عندما ن = ١٥ :

نجد أن القيم الجدولية هي ٣ عند مستوى ٠,٠٥

ونجد أن القيم الجدولية هي ٢ عند مستوى ٠,٠١

وحيث إن قيمة Y الأصغر هي ٤ وليست أقل من القيم النظرية أو تساويها.

إذاً هذا يعني أنه لاتوجد فروق بين الأوزان قبل البرنامج وبعده ؛ أي إن البرنامج غيرفعال ، وقد يكون السبب هو عدم دقة الباحث في جمع تقارير الأمهات أو التوصل للأوزان لفظياً من أمهات أميات.

ومع حزمة Spss يتوفر اختبار الإشارة لعينتين مرتبطتين . ويتم ذلك بإدخال البيانات في عمودين ثم استخدام Spss بالتسلسل التالي ، بالنقر على الماوس :

⟶ Statistics

⟶ Non parametric Tests

⟶ K independent Samples

ننقل بعد ذلك العمودين الى صندوق Test Pairs list ، ونحدد بعد ذلك نوع الاختبار من بين خيارات ثلاثة Sign, Wilcoxon ، أو McNemar ونختار Sign ، بالنقر على الماوس .

ومع استخدام البرنامج المعد لاختبار الإشارة على الـ Spss - X لمقارنة اتجاه الفروق بين عينتين عندما ن > ٥٠ وكذلك ن ≥ ٥٠ ، تأتى النتائج على الصورة التالية لبيانات أحد البحوث :

Sign test

```
10:53:48     SIGN TEST, SIEGEL, P, 70

- - - - - SIGN TEST

       FATHER     FATHER'S INSIGHT RATED
WITH MOTHER     MOTHER'S INSIGHT RATED

            CASES

              3   - DIFFS  (MOTHER LT FATHER)
             11   + DIFFS  (MOTHER GT FATHER)          (BINOMIAL)
              3     TIES                                2-TAILED P =        .0574
             --
             17     TOTAL

10:53:50     SIGN TEST, SIEGEL, P, 73

- - - - - SIGN TEST

       BEFORE
WITH AFTER

            CASES

             59   - DIFFS  (AFTER LT BEFORE)                      Z =      3.4700
             26   + DIFFS  (AFTER GT BEFORE)
             15     TIES                              2-TAILED P =         .0005
            ---
            100     TOTAL
```

خامساً: أساليب فارقة
لبيانات اسمية
في مجموعتين غير مستقلتين

١ - اختبار ماكنمار McNemar Test

عندما يجمع الباحث بيانات في الصورة الاسمية ، أو يحول بياناته إلى صورة اسمية وذلك في مجموعتين مترابطتين (نفس المجموعة قبل اجراء تجربة وبعدها) مثلاً ، بشرط أن يكون الباحث أمام اختيار عشوائي لمجموعاته موضع البحث ، ويود التحقق من وجود تغير ذي دلالة إحصائية بين درجات الاختبار البعدي ودرجات الاختبار القبلي مثلاً .

فإن الأمر يتطلب تنظيم البيانات في جدول على النمط ٢ × ٢ كما بالشكل :

		الاختبار البعدي (−)	الاختبار البعدي (+)
الاختبار القبلي	(+)	أ	ب
	(−)	جـ	د

حيث أ : عدد الأفراد الموجبين في الاختبار القبلي والسالبين في الاختبار البعدي .

ب : عدد الأفراد الموجبين في الاختبار القبلي والموجبين في الاختبار البعدي.

جـ : عدد الأفراد السالبين في الاختبار القبلي والسالبين في الاختبار البعدي.

د : عدد الأفراد السالبين في الاختبار القبلي والموجبين في الاختبار البعدي .

أولاً : طريقة ماكنمار عندما ١٠ ⩽ أ + د ⩽ ٢٠

في هذه الحالة نستخدم قانوناً على الصورة :

$$\text{كا}^{2} = \frac{\left[\,|\text{أ} - \text{د}| - 1\,\right]^{2}}{\text{أ} + \text{د}}$$

بدرجات حرية (١)

ثانياً : طريقة ماكنمار عندما أ + د > ٢٠

في هذه الحالة نستخدم قانوناً على الصورة :

$$\text{كا}^{2} = \frac{(\text{أ} - \text{د})^{2}}{\text{أ} + \text{د}}$$

بدرجات حرية (١)

ملاحظة :

لا يصلح اختبار ماكنمار عندما أ + د < ١٠ ، ويستخدم بدلاً منه اختبار ذى الحدين.

مثال : فى دراسة للاتجاهات نحو مهنة التمريض ، تعرضت مجموعة من الطالبات الحاصلات على الثانوية لفيلم عن هذه المهنة ، فإذا تم تطبيق سؤال للاتجاهات قبل الفيلم وبعده. فالمطلوب التحقق من صحة الفرض القائل «لاتأثير للفيلم على اتجاهات الطالبات الحاصلات على الثانوية نحو مهنة التمريض».

إذاجاءت البيانات كمايلى :

قبل : نعم لا نعم نعم نعم لا نعم نعم نعم لا لا نعم نعم

بعد : لا نعم لا نعم نعم لا لا نعم لا لا نعم لا نعم

قبل : نعم نعم نعم نعم

بعد : لا لا لا لا

الحــل : علينا تفريغ البيانات فى جدول مزدوج ٢ × ٢

		بعد: لا	بعد: نعم
قبل	نعم	٩ أ	٤ ب
	لا	٢ جـ	٢ د

يلاحظ أن ١٠ ≤ أ + د ≤ ٢٠

لذلك فإن :

$$كا^2 = \frac{\left[|أ - د| - 1\right]^2}{أ + د}$$

$$كا^2 = \frac{\left[|9 - 2| - 1\right]^2}{9 + 2}$$

$$= \frac{[(٧) - ١]^{٢}}{١١}$$

$$= \frac{[٧ - ١]^{٢}}{١١} = \frac{٣٦}{١١} = ٣,٢٧$$

بدرجات حرية ١

نجد أن القيم الجدولية عند مستوى ٠,٠٥ هى ٣,٨٤

ونجد أن القيم الجدولية عند مستوى ٠,٠١ هى ٦,٦٤

وبالتالى فالقيمة المحسوبة أقل من القيم الجدولية ، وعلى هذا فلاتوجد فروق ذات دلالة إحصائية بين الإجابات قبل مشاهدة الفيلم ، والإجابات بعد مشاهدة الفيلم.

أى إن الفيلم ليس له أثر على تغيرالاستجابات حول مهنة التمريض .

ملاحظة : |أ - د| تعنى القيمة المطلقة للفرق.

أى القيمة الناتجة من الطرح دون إشارة سالبة؛ أى تكون النتيجة موجبة دائماً ، حتى و إن كانت قيمة د أكبرمن قيمة أ.

وبالاعتماد على البرنامج المعد لهذا الاختبار على Spss - X تأتى نتائج ماكنمار كأسلوب للفروق بين عينتين فى احد البحوث . حينما تكون البيانات اسمية كما هو موضح .

McNemar test

```
10:15;45     MCNEMAR TEST, SIEGEL, P. 65

- - - - - MCNEMAR TEST

      CONTACT1
WITH CONTACT2

                              CONTACT2
                              1        -1            CASES         25
                        I--------I--------I
                     -1 I     4  I     3  I
  CONTACT1              I--------I--------I          (BINOMIAL)
                      1 I     4  I    14  I          2-TAILED P   .0309
                        I--------I--------I
```

سادساً : أساليب فارقة

لبيانات رتبية

في عدد من المجموعات المستقلة

١ - طريقة كروسكال - واليز لتحليل التباين في اتجاه واحد.

Kruskal - Wallis One way Analysis of Variance

حينما يعتمد الباحث فى دراسته على عدة عينات مستقلة (سودانيون - عراقيون - جزائريون) ؛ بغرض تعرف اتجاهات أفراد هذه العينات نحو قضية من القضايا فى العلوم السياسية أو الاجتماعية ، والكشف عن دلالة الفروق بين هذه العينات الثلاث أو أكثر، حينما تكون البيانات التى تم جمعها فى صورة رتبية أو حولت إلى صورة رتبية ، فإنه يلجأ إلى أسلوب كروسال - واليز.

ويتطلب استخدام هذه الطريقة إعطاء رتب ranks لجميع أفراد المجموعات موضع المقارنة ، وكأن هذه المجموعات مجموعة واحدة ، حيث تعطى الرتبة (١) لأصغر درجة ثم الرتبة (٢) للدرجة التى تليها..... وهكذا . والمفترض أنه إذا كانت العينات موضع المقارنة آتية من المجتمع نفسه أو سحبت من المجتمع نفسه ، فإن متوسط الرتب لكل عينة (بعد دمج جميع العينات وإعطاء ترتيب وكأنها مجموعة واحدة) مساو ، أو يختلف عن متوسطات رتب العينات الأخرى.

وأسلوب كروسكال واليز بديل لتحليل التباين أحادى الاتجاه فى الأساليب البارامترية ويصلح هذا الأسلوب للمقارنة بين عدة عينات مستقلة حجم كل منها صغير جداً ، قد يصل واحداً أو أثنين، ولايتطلب تساوى أحجام العينات.

أولاً : طريقة كروسال - واليز عندما يكون فى كل عينة أكثر من خمسة أفراد :

فى هذه الحالة علينا اتباع الخطوات التالية :

١ - نرتب درجات العينات موضع المقارنة كأنها عينة واحدة ، ترتيباً تصاعدياً [الدرجة الأصغر تأخذ الرتبة (١) والدرجة التى تليها تأخذ الرتبة (٢)].

٢ - نحسب مجموع رتب كل مجموعة :

مجـ ر = مجموع رتب المجموعة الأولى.

مجـ ر ب = مجموع رتب المجموعة الثانية.

$مجـ ر_{جـ}$ = مجموع رتب المجموعة الثالثة.

$مجـ ر_{د}$ = مجموع رتب المجموعة الرابعة .... وهكذا.

٣ - يتم تربيع رتب كل مجموعة أى تحسب :

$$\left(مجـ ر_{أ}\right)^{٢}$$

كذلك $\left(مجـ ر_{ب}\right)^{٢}$ ، $\left(مجـ ر_{جـ}\right)^{٢}$ ، $\left(مجـ ر_{د}\right)^{٢}$.................

٤ - نحسب القيمة R من قانون على الصورة :

$$R = \frac{\left(مجـ ر_{أ}\right)^{٢}}{ن_{أ}} + \frac{\left(مجـ ر_{ب}\right)^{٢}}{ن_{ب}} + \frac{\left(مجـ ر_{جـ}\right)^{٢}}{ن_{جـ}} + \ldots$$

٥ - نطبق قانوناً على الصورة :

$$H = \frac{١٢R}{ن\left(ن+١\right)} - ٣\left(ن+١\right)$$

حيث ن جميع أفراد المجموعات ، أى إن $ن = ن_{أ} + ن_{ب} + ن_{جـ} + ن_{د}$..........

الدلالة الإحصائية لطريقة كروسكال - واليز عندما عدد العينات ٣ فأكثر و في كل عينة أكثر من خمسة أفراد :

نقارن قيمة H المحسوبة من القانون السابق بقيمة $كا^{٢}$ بدرجات حرية = عدد العينات - ١

ثانياً : طريقة كروسكال - واليزعندما يكون عدد العينات٥ فأقل ،وفى كل عينة ٥ أفراد فأقل.

نتبع الخطوات التى سبق إيضاحها فى حالة عدد العينات أكثرمن ٣ حتى نحصل على قيمة H.

ولكن الأمريختلف بالنسبة للدلالة الإحصائية .

الدلالة الإحصائية لطريقة كروسال - واليز ،عندما يكون عدد العينات ٥ فأقل في كل عينة ٥ أفراد فأقل.

نستخدم جدول كروسال - واليز الموضح بالملاحق ، والذى يمكن الدخول إليه مباشرة بتحديد شيئين:

- عدد العينات موضع المقارنة .
- عدد أفراد كل مجموعة .

وتكون قيمة H المحسوبة ذات دلالة إحصائية ، إذا تجاوزت القيمة الجدولية .

ملاحظة : فى حالة الرتب المكررة تعدل معادلة كروسكال - واليز إلى الصورة الآتية :

$$H = \frac{\dfrac{\text{١٢}R}{\text{ن}(\text{ن}+\text{١})} - \text{٣}(\text{ن}+\text{١})}{\text{١} - \dfrac{\text{مج ك}}{\text{ن}^{\text{٣}} - \text{ن}}}$$

حيث : $\text{مج ك} = (\text{ك}_{\text{١}}^{\text{٣}} - \text{ك}_{\text{١}}) + (\text{ك}_{\text{٢}}^{\text{٣}} - \text{ك}_{\text{٢}}) + (\text{ك}_{\text{٣}}^{\text{٣}} - \text{ك}_{\text{٣}}) + \ldots\ldots\ldots\ldots$

حيث : $\text{ك}_{\text{١}}$ عدد التكرارات المتشابهة فى حالة نعتبرها أولى .

$\text{ك}_{\text{٢}}$ عدد التكرارات المتشابهة فى حالة نعتبرها ثانية .

$\text{ك}_{\text{٣}}$ عدد التكرارات المتشابهة فى حالة نعتبرها ثالثة.

مثال : طبق اختبار لمفهوم الذات على ثلاث مجموعات من الأطفال ، الأولى من الجانحين ، والثانية من الأسوياء ، والثالثة من العصابين ، وجاءت درجاتهم على الاختبار كما يلى :

المجموعة الأولى : ٢٥ - ٢٢ - ٣١ - ١٩ - ٤٠ - ٢٦ - ٣٠ - ٣٥

المجموعة الثانية : ١١ - ٢٩ - ٣٤ - ٣٣ - ٤٧ - ٣٧ - ٣٨ - ٤٨

المجموعة الثالثة : ٢١ - ٥ - ١٨ - ٢٣ - ٢٢ - ٨ - ٣٢ - ٢٨

والمطلوب التحقق من صحة الفرض القائل : لاتوجد فروق ذات دلالة إحصائية فى مفهوم الذات بين الجانحين والأسوياء والعصابيين.

الحل :

مجموعة أولى		مجموعة ثانية		مجموعة ثالثة	
الدرجة	الرتبة	الدرجة	الرتبة	الدرجة	الرتبة
٢٥	١٠	١١	٣	٢١	٦
٢٢	٧,٥	٢٩	١٣	٥	١
٣١	١٥	٢٤	١٨	١٨	٤
١٩	٥	٣٣	١٧	٢٣	٩
٤٠	٢٢	٤٧	٢٣	٢٢	٧,٥
٢٦	١١	٣٧	٢٠	٨	٢
٣٠	١٤	٣٨	٢١	٣٢	١٦
٣٥	١٩	٤٨	٢٤	٢٨	١٢
$مجـ ر_{أ} = ١٠٣,٥$		$مجـ ر_{ب} = ١٣٩$		$مجـ ر_{جـ} = ٥٧,٥$	
$(مجـ ر_{أ})^{٢} = ١٠٧١٢,٢٥$		$(مجـ ر_{ب})^{٢} = ١٩٣٢١$		$(مجـ ر_{جـ})^{٢} = ٣٣٠٦,٢٥$	

$$R = \frac{(مجـ ر_{أ})^{٢}}{ن_{أ}} + \frac{(مجـ ر_{ب})^{٢}}{ن_{ب}} + \frac{(مجـ ر_{جـ})^{٢}}{ن_{جـ}}$$

$$= \frac{١٠٧١٢,٢٥}{٨} + \frac{١٩٣٢١}{٨} + \frac{٣٣٠٦,٢٥}{٨}$$

$$= ٤١٦٧,٤٤$$

بما أن :

$$H = \frac{١٢ R}{ن(ن + ١)} - ٣(ن + ١)$$

$$- \frac{12 \times 4167.44}{24(24+1)} - 3(24+1)$$

$$H = 83.35 - 75$$

$$H = 8.35$$

ويمكننا مقارنة قيمة H السابقة بجدول مربع كا² إلا أنه.............

حيث إن هناك رتباً مكررة بخصوص الدرجة ٢٢ ، فقد كانت رتبتها ٧,٥ لفرد في المجموعة الأولى وفرد في المجموعة الثالثة ؛ لذا يفضل إجراء التصحيح ويصبح القانون على الصورة :

$$H = \frac{\frac{12R}{ن(ن+1)} - 3(ن+1)}{1 - \frac{مجـ ك}{ن^3 - ن}}$$

حيث مجـ ك $= (ك_1^3 - ك_1)$

$= (2^3 - 2)$

$= 8 - 2 = 6$

إذاً التعديل :

$$H = \frac{8.35}{1 - \frac{6}{24^3 - 24}}$$

$$H = \frac{8.35}{1 - \frac{6}{13824 - 24}}$$

$$H = \frac{8.35}{1 - \frac{6}{13800}}$$

$$H = \frac{8.35}{1 - 0.00043}$$

$$H = \frac{٨,٣٥}{٠,٩٩}$$

H = ٨,٤٣ تقريباً

وعلينا أن نقارنها بقيمة كا٢ عند درجات حرية = عدد المجموعات – ١

= ٣ – ١ = ٢

القيم الجدولية

عند مستوى ٠,٠٥ هى ٥,٩٩

عند مستوى ٠,٠١ هى ٩,٢١

وهذا يعنى وجود فروق ذات دلالة إحصائية عند مستوى ٠,٠٥ فقط ، وذلك فى مفهوم الذات بين المجموعات الثلاث.

وفى البيانات المعروضة فى الجدول الخاص بحل هذه المسألة ، نجد أن مفهوم الذات فى المجموعة الثانية كان أفضل منه فى المجموعتين الأولى والثالثة ، وذلك بناءً على حصول هذه المجموعة على مجموع رتب أعلى ، إلا أنه لابد من استخدام اختبار إحصائى آخر؛ للمقارنة بين كل عينتين للتأكد والتحقق لصالح من تعود هذه الفروق . ويستفاد عند ذلك من اختبار مان – ويتنى؛ للتحقق من الفروق بين كل عينتين مستقلتين.

مثال : طبق اختبار للاتزان الانفعالى على أربع مجموعات من جنسيات مختلفة

وجاءت الدرجات كما يلى :

الجنسية الأولى : ١٥ – ٣٥ – ٣٥ – ٢٠ – ٤٠

الجنسية الثانية : ٣٥ – ٣٥ – ١٥ – ٢٥ – ٤٠

الجنسية الثالثة : ٣٠ – ٣٥ – ٤٥ – ٥٠ – ٤٥

الجنسية الرابعة : ٣٥ – ٥٠ – ٥٠ – ٥٥ – ٤٥ – ٦٠

فهل توجد فروق جوهرية فى الاتزان الانفعالى باختلاف الجنسية ؟

فرنسي الدرجة	فرنسي الرتبة	أمريكي الدرجة	أمريكي الرتبة	ياباني الدرجة	ياباني الرتبة	إنجليزي الدرجة	إنجليزي الرتبة
١٥	١,٥	٣٥	٨,٥	٣٠	٥	٣٥	٨,٥
٣٥	٨,٥	٣٥	٨,٥	٣٥	٨,٥	٥٠	١٨
٣٥	٨,٥	١٥	١,٥	٤٥	١٥	٥٠	١٨
٢٠	٣,٠٠	٢٥	٤,٠	٥٠	١٨	٥٥	٢٠
٤٠	١٢,٥	٤٠	١٢,٥	٤٥	١٥	٤٥	١٥
						٦٠	٢١
مجـ ر1 = ٢٤		مجـ رب = ٣٥		مجـ رجـ = ١٦,٥		مجـ رد = ١٠٠,٥	
(مجـ ر1)٢ = ١١٥٦		(مجـ رب)٢ = ١٢٢٥		(مجـ رجـ)٢ = ٣٧٨٢,٢٥		(مجـ رد)٢ = ١٠١٠٠,٢٥	

$$R = \frac{(\text{٣٤})^{\text{٢}}}{\text{٥}} + \frac{(\text{٣٥})^{\text{٢}}}{\text{٥}} + \frac{(\text{٦١,٥})^{\text{٢}}}{\text{٥}} + \frac{(\text{١٠٠,٥})^{\text{٢}}}{\text{٦}}$$

$$R = \text{٢٣١,٢} + \text{٢٤٥} + \text{٧٥٦,٤٥} + \text{١٦٨٣,٣٨}$$

$$R = \text{٢٩١٦,٠٣}$$

بما أن :

$$H = \frac{\text{١٢} R}{\text{ن}(\text{ن} + \text{١})} - \text{٣}(\text{ن} + \text{١})$$

$$H = \frac{\text{١٢} \times \text{٢٩١٦,٠٣}}{\text{٢١}(\text{٢١} + \text{١})} - \text{٣}(\text{٢١} + \text{١})$$

$$H = \text{٧٥,٧٤} - \text{٦٦}$$

$$H = \text{٩,٧٤}$$

ويلاحظ أنه يمكن للبعض العودة مباشرة إلى جدول كا٢ ، إلاأنه يفضل إجراء التعديل حيث إن هناك بعض الرتب المكررة.

$$H = \frac{\frac{\text{١٢} R}{\text{ن}(\text{ن} + \text{١})} - \text{٣}(\text{ن} + \text{١})}{\text{١} - \frac{\text{مجـ ك}}{\text{ن}^{\text{٣}} - \text{ن}}}$$

بما أن هناك خمس درجات تكرر كل منها أكثرمن مرة ، فإنه علينا حساب ما يلى:

بخصوص الدرجة ١٥ تكررت مرتين إذاً $ك_{١}^{٣} - ك_{١} = ٢^{٣} - ٢ = ٦$

بخصوص الدرجة ٣٥ تكررت ٦ مرات إذاً $ك_{٢}^{٣} - ك_{٢} = ٦^{٣} - ٦ = ٢١٠$

بخصوص الدرجة ٤٠ تكررت مرتين إذاً $ك_{٣}^{٣} - ك_{٣} = ٢^{٣} - ٢ = ٦$

بخصوص الدرجة ٤٥ تكررت ٣ مرات إذاً $ك_{٤}^{٣} - ك_{٤} = ٣^{٣} - ٣ = ٢٤$

بخصوص الدرجة ٥٠ تكررت ٣ مرات إذاً $ك_{٥}^{٣} - ك_{٥} = ٣^{٣} - ٣ = ٢٤$

إذاً مجـ ك = ٦ + ٢١٠ + ٦ + ٢٤ + ٢٤ = ٢٧٠

وبالتالى تصبح قيمة H كما يلى :

$$H = \frac{٩,٧٤}{١ - \frac{٢٧٠}{٢١^{٣} - ٢١}}$$

$$= \frac{٩,٧٤}{١ - \frac{٢٧٠}{٩٢٦١ - ٢١}}$$

$$H = \frac{٩,٧٤}{١ - \frac{٢٧٠}{٩٢٤٠}}$$

$$H = \frac{٩,٧٤}{١ - ٠,٠٣}$$

$$H = \frac{٩,٧٤}{٠,٩٧}$$

$$H = ١٠,٠٤$$

وعند درجات حرية = عدد المجموعات – ١

= ٤ – ١ = ٣

نجد أن قيم مربع كاى الجدولية هى :

٧,٨٢ عند مستوى ٠,٠٥

١١,٣٤ عند مستوى ٠,٠١

وبالتالى فقيمة H المحسوبة أكبر من قيمة H النظرية ؛ مما يشير إلى الدلالة الإحصائية للفروق ورفض الفرض الصفرى.

ويلاحظ أن الإنجليز واليابانيين أفضل فى الاتزان الانفعالى من الفرنسيين والأمريكيين ، إلاأن الأمر يتطلب التحقق من ذلك بين كل مجموعتين باستخدام اختبار مثل اختبار مان – ويتنى .

٢ - الكشف عن قوة العلاقة مع استخدام طريقة كروسكال - والبز

حينما نريد إيجاد قوة العلاقة بين المتغير المستقل (الانتماء إلى واحدة من المجموعات التى عددها م ، و المتغير التابع (الرتب) يمكن استخام قانون يعطى على النحو التالى :

$$ق_H = \sqrt{\frac{H + م + ١}{ن - م}}$$

حيث : $ق_H$: قوة العلاقة مع استخدام طريقة كروسكال – والبز

H : القيمة الناتجة من اختبار كروسكال – والبز

م : عدد المجموعات موضع المقارنة .

ن : العدد الكلى لافراد المجموعات $ن_أ + ن_ب + ن_جـ + ...$

وفى مثالنا السابق ، كانت قيمة H = ١٠,٤ عندما م = ٤ ، ن = ٢١

$$اذا\ ق_H = \sqrt{\frac{١٠,٤ + ٤ + ١}{٢١ - ٤}}$$

$$ق_H = \sqrt{\frac{١٥,٤}{١٧}} = \sqrt{٠,٩١} = ٠,٩٥$$

وتشير هذه القيمة الى علاقة قوية فى عينات الدراسة . ولايلزم الكشف عن الدلالة الإحصائية لها، لأنها لاتختلف عن دلالة قيمة H، فقيمة ق $_H$ دالة أيضاً عند ٠,٠٥ .

بعد ادخال البيانات على الحاسب الآلى ، ونتبع Spss على الخطوات التالية بالنقر على الماوس :

→ Statistics

→ Non paramtric Tests

→ K independent Samples

ينقل بعد ذلك عمودان ، أحدهما للعينات – فرنسى (١) – أمريكى (٢) – يابانى (٣) – إنجليزى (٣) . والعمود الآخر للدرجات المناظرة للأفراد حسب الجنسية مثلاً الى الصندوقين Test Variable و grouping Variable على الترتيب، ويختار Kruskal - Wallis من بين خيارين ثانيهما Median .

وبالاعتماد على الحاسب الآلى لإجراء اختبار كروسكال - واليزعند ظهور عينات لاحد البحوث ، تشمل أكثر وأقل من خمسة أشخاص ، تأتى النتائج كما هو موضح بالجزء العلوى ، وكذلك عندمايكون حجم المجموعة (٥) أفراد فأقل لبحث آخر فى الجزء السفلى ، طبقاً للبرنامج المعد ضمن الحزمة Spss - X .

Kruskal-Wallis one-way analysis of variance

```
- - - - - KRUSKAL-WALLIS 1-WAY ANOVA

   WEIGHT     BIRTH WEIGHT
BY LITTER

   MEAN RANK    CASES

      31.70       10   LITTER = 1
      27.06        8   LITTER = 2
      41.40       10   LITTER = 3
      34.69        8   LITTER = 4
      17.68        8   LITTER = 5
      30.50        4   LITTER = 6
      11.92        6   LITTER = 7
      18.00        4   LITTER = 8
                  --
                  56   TOTAL

                                                    CORRECTED FOR TIES
     CASES    CHI-SQUARE  SIGNIFICANCE       CHI-SQUARE  SIGNIFICANCE
        56       18.4639        0.0100          18.5654        0.0097

11:03:57    KRUSKAL-WALLIS, SIEGEL, P. 187

- - - - - KRUSKAL-WALLIS 1-WAY ANOVA

   AUTSCORE   AUTHORITARIANISM SCORE
BY GROUP

   MEAN RANK    CASES

       4.40        5   GROUP = 1
       7.40        5   GROUP = 2
      11.50        4   GROUP = 3
                  --
                  14   TOTAL

                                                    CORRECTED FOR TIES
     CASES    CHI-SQUARE  SIGNIFICANCE       CHI-SQUARE  SIGNIFICANCE
        14        6.4057        0.0406           6.4067        0.0406

11:03:59    KRUSKAL-WALLIS, SIEGEL, P. 190
```

٣ - اختبار جونكهير لعدة عينات مستقلة

The Jonkheere Test

يتضح مما سبق أن اختبار كروسكال – واليز يختبر الفروق بين متوسطات رتب عدة عينات مستقلة فى حالة ما إذا كان المتغير المستقل تصنيفياً والمتغير التابع رتبياً. أما إذا كان كل من المتغيرين من النوع الرتبى ، فإن اختبار جونكهير الذى يعد تعميما لاختبار إشارات الرتب لويلكوكسون يستخدم فى اختبار التنبؤ الترتيبى للعينات المراد المقارنة بينها ، ويفترض هذا الاختبار – كما هو فى اختبار كروسكال واليز – أن تكون العينات مستقلة ودرجات المتغير التابع تناظرها رتب متصلة.

ونعرض المثال التالى لتوضيح كيفية استخدام اختبار جونكهير.

أراد باحث التحقق مما إذا كانت معرفة النتائج تؤدى إلى تحسين أداء الأطفال فى اختبار يقيس القدرة على التمييز بين الأشكال . لذلك انتقى أربعة أطفال بطريقة عشوائية ، وقسمهم إلى ثلاث مجموعات تختلف فى كمية المعلومات المتعلقة بنتائج الأداء التى تقدم لكل منها . فالمجموعة الأولى اشتملت على طفل واحد ، ولم تقدم له أى معلومات عن نتائج أدائه ، واشتملت الثانية على طفلين قدمت لهما معلومات جزئية ، واشتملت الثالثة على طفل واحد قدمت له معلومات كاملة. وفيما يلى عدد الاستجابات الصحيحة فى ٢٠ محاولة لكل من هذه المجموعات .

مجموعة دون معلومات	مجموعة معلومات جزئية	مجموعة معلومات كاملة
٢٠	٢٢	٢٥
	٢٦	

وبالطبع يمكن استخدام اختبار كروسكال – واليز؛ للتحقق مما إذا كان هناك اختلاف بين المجموعات الثلاث،غير أن هذا الاختبار يغفل التنبؤ الترتيبى فى هذه المجموعات ، وهو ما يهدف إليه الباحث من إجراء هذه الدراسة . فالباحث يهتم بالتحقق من أن عدد الاستجابات الصحيحة تزيد بزيادة كمية المعلومات المتعلقة بنتائج الأداء التى تقدم لهؤلاء الأطفال . وبهذا يكون المتغير المستقل (التفسيرى) من النوع

الرتبى، والمتغير التابع (الاستجابات الصحيحة) من النوع الرتبى أيضاً، ويكون اختبار جونكهير أكثر ملاءمة لمثل هذا التنبؤ الرتبى . وينبغى ملاحظة أن هذا التنبؤ الرتبى انبثق عن التساؤل الذى يود الباحث الإجابة عنه استناداً إلى بيانات دراسته ، ولم يتحدد هذا التساؤل فى ضوء نتائج تحليل البيانات ، وهذا شرط أساسى لكى يكون اختبار جونكهير صادقاً.

وإذا تأملنا البيانات الموضحة فى هذا الجدول ، نلاحظ أنها تتفق إلى حد ما مع تنبؤنا ؛ نظراً لأن المجموعة التى لم يقدم لها أى معلومات نالت أقل الدرجات ، والمجموعتين الأخريين نتائجها غيرقاطعة ؛ حيث إن المجموعة التى قدمت لها معلومات جزئية نالت أعلى درجة (٢٦) ، وليست المجموعة التى قدمت لها معلومات كاملة.

وإذا رمزنا للقيمة الناتجة عن تطبيق اختبار جونكهير بالرمز «جو» ، فإن إيجاد هذه القيمة يتطلب ترتيب درجات المجموعات الثلاث ، وفقاً للتنبؤ المقترح فى تساؤل الدراسة ، وهو زيادة الدرجات كلما اتجهنا نحو تقديم معلومات كاملة عن نتائج الأداء للأطفال. ولذلك ينبغى أن نحدد عدد الإشارات الموجبة والسالبة لكل من الدرجات الأربع ، وذلك بأ ن نوجد عدد الدرجات التى إلى يسار كل درجة أكبر منها، وكذلك عدد الدرجات التى إلى يسارها بحيث تكون أصغر منها، فالدرجة (٢٠) يليها ثلاث درجات أكبر منها وهى ٢٢، ٢٦، ٢٥ ولاتوجد أى درجة أصغر منها والدرجة (٢٢) توجد واحدة إلى يسارها أكبرمنها هى (٢٥) ، ولاتوجد أى درجة أصغرمنها.

فإذارمزنا لعدد الدرجات التى إلى يسار الدرجة وأصغر منها، ولعدد الدرجات التى إلى يسار الدرجة وأكبر منهابالرمزين $ج_-$ ، $ج_+$ على الترتيب ، فإننانكون جدولاً لعدد الإشارات الموجبة والسالبة كالآتى.

دون معلومات الدرجة $ج_+$ $ج_-$	معلومات جزئية الدرجة $ج_+$ $ج_-$	معلومات كاملة الدرجة
٢٠ ٣ صفر	٢٢ ١ صفر ٢٦ صفر ١	٢٥
المجموع ٣ صفر	١ ١	

وينبغي ملاحظة أننا لم نوجد عدد الإشارات الموجبة والسالبة للدرجة (٢٥) ؛ حيث أنه لا توجد أى درجات إلى يسارها .

ولإيجاد قيمة «جو» نوجد كلاً من $ج_-$ ، $ج_+$ ، ونوجد الفرق بينهما :

أى أن جو = $ج_+ - ج_-$

= (٣ +١) - (صفر + ١)

= ٤ - ١

=٣

وكلما زادت قيمة «جو» زاد احتمال رفض الفرض الصفرى . ويمكن الرجوع إلى الجدول المبين بالملحق ، الذى يشتمل على القيم الاحتمالية الحرجة للمقياس الإحصائى جو عند مستويات دلالة مختلفة بذيل واحد أو بذيلين ، ويصلح هذا الجدول إذا كان لدينا ثلاث عينات ، حجم كل منها يساوى أو يقل عن خمسة أفراد .وتحتوى خلايا الجدول على توافيق الأحجام المختلفة لهذه العينات $ن_١$ ، $ن_٢$ ، $ن_٣$ حيث تكون $ن_١ \geqslant ن_٢ \geqslant ن_٣$ ، أو يمكن أن تكون خلاف ذلك .

فإذا رجعنا إلى هذا الجدول للحصول على قيمة جو الحرجة عند مستوى دلالة ٠,١٠ بذيل واحد عندما $ن_١$ = ٢ ، $ن_٢$ = $ن_٣$ = ١ نجد أن هذه القيمة = ٥ (اخترنا α = ٠,١٠ وذلك لعدم وجود قيمة حرجة مناظرة لمستوى الدلالة = ٠,٠٥ فى هذه الحالة) .

ونظرا لأن قيمة جو المحسوبة = ٣ أقل من القيمة الجدولية جو ٥ ، فإننا لا نستطيع رفض الفرض الصفرى ؛ أى إن زيادة المعلومات المتعلقة بالنتائج التى تقدم للأطفال لا تؤدى إلى تحسن الأداء .

سابعاً: أساليب فارقة

لبيانات اسمية

في عدد من المجموعات المستقلة

١ - اختبار كا٢ للمقارنة بين عدد من المجموعات المستقلة

Chi-Square Test for Independence Between Several Samples.

إذا كان لدينا ثلاث عينات مستقلة أو أكثر جمعت لهم بيانات فى صورة اسمية مثل التخصص فى كلية العلوم (حيوان – رياضيات – كيمياء – نبات) ، فبهدف التحقق من الفرض الصفرى الذى ينطوى على عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين العينات الثلاث فى اختيارهم للتخصص ، يمكن استخدام مربع كاى طبقاً لقانونه المعروف على الصورة :

$$\text{كا}^2 = \sum \frac{(\text{هـ} - \text{ق})^2}{\text{ق}}$$

حيث هـ : المشاهد

ق : المتوقع

بدرجات حرية = (عدد الأعمدة – ١) × (عدد الصفوف – ١)

ويلاحظ أن عدد الأعمدة هنا هو عدد التخصصات .

وعدد الصفوف هنا هو عدد العينات موضع المقارنة .

ويتطلب استخدام هذا الأسلوب الإحصائى الشروط التالية :

١ – أن يكون كل فرد من أفراد العينة قد اختير عشوائياً.

٢ – أن تكون لكل فرد استجابة واحدة فقط على المتغير التابع (الرغبة فى التخصص مثلا) .

٣ – ينصح بعدم استخدامه إذا اتضح تكرارات أقل من ٥ فى واحدة من الخلايا.

٤ – التأكد من أن مجموع التكرارات المتوقعة أفقياً تساوى مجموع التكرارات المشاهدة أفقياً.

وكذلك التأكد من أن مجموع التكرارات المتوقعة رأسياً تساوى مجموع التكرارات المشاهدة رأسياً.

مثال : بهدف التحقق من صحة الفرض القائل بأنه :

« لاتوجد فروق ذات دلالة إحصائية فى اختيار التخصص فى كلية العلوم باختلاف منطقة حياة الطالب (القاهرة – قبلى – بحرى)».

جمعت بيانات الجدول التالى :

العينة / التخصص	حيوان	رياضيات	كيمياء	نبات
القاهرة	١٤	٢٨	٥٢	١٦
قبلى	١٣	١١	١٦	٣٢
بحرى	٤٢	١٨	١٩	٢٠

الحـــل :

العينة / التخصص	حيوان	رياضيات	كيمياء	نبات	المجموع
القاهرة	١٤	٢٨	٥٢	١٦	١١٠
قبلى	١٣	١١	١٦	٣٢	٧٢
بحرى	٤٢	١٨	١٩	٢٠	٩٩
المجموع	٦٩	٥٧	٨٧	٦٨	٢٨١

متوقع الخلية التى تكرارها المشاهد ١٤ = $\frac{١١٠ \times ٦٩}{٢٨١}$ = ٢٧,٠١

متوقع الخلية التى تكرارها المشاهد ٢٨ = $\frac{١١٠ \times ٥٧}{٢٨١}$ = ٢٢,٣١

متوقع الخلية التى تكرارها المشاهد ٥٢ = $\frac{١١٠ \times ٨٧}{٢٨١}$ = ٣٤,٠٦

متوقع الخلية التى تكرارها المشاهد ١٦ = $\frac{١١٠ \times ٦٨}{٢٨١}$ = ٢٦,٦٢

متوقع الخلية التى تكرارها المشاهد ١٣ = $\frac{٧٢ \times ٦٩}{٢٨١}$ = ١٧,٦٨

متوقع الخلية التى تكرارها المشاهد ١١ = $\frac{٧٢ \times ٥٧}{٢٨١}$ = ١٤,٦٠

متوقع الخلية التى تكرارها المشاهد ١٦ = $\frac{٧٢ \times ٨٧}{٢٨١}$ = ٢٢,٢٩

متوقع الخلية التى تكرارها المشاهد ٣٢ = $\frac{٧٢ \times ٦٨}{٢٨١}$ = ١٧,٤٢

متوقع الخلية التى تكرارها المشاهد ٤٢ = $\frac{٩٩ \times ٦٩}{٢٨١}$ = ٢٤,٣١

متوقع الخلية التى تكرارها المشاهد ١٨ = $\frac{٩٩ \times ٥٧}{٢٨١}$ = ٢٠,٠٨

متوقع الخلية التى تكرارها المشاهد ١٩ = $\frac{٩٩ \times ٨٧}{٢٨١}$ = ٣٠,٦٥

متوقع الخلية التى تكرارها المشاهد ٢٠ = $\frac{٩٩ \times ٦٨}{٢٨١}$ = ٢٣,٩٦

يلاحظ أن مجموع التكرارات المتوقعة لمن يعيش فى القاهرة

= ١١٠ وهو يساوى التكرارالمشاهد.

كذلك يلاحظ أن مجموع التكرارات المتوقعة لمن يعيش بالوجه القبلى

= ٧١,٩٩ وهو ويساوى تقريباً التكرار المشاهد.

كذلك يلاحظ أن مجموع التكرارات المتوقعة لمن يعيش بالوجه البحرى

= ٩٩ وهو يساوى التكرار المشاهد.

ويمكن التحقق من ذلك بالنسبة للأعمدة (التخصصات).

والآن علينا أن نطبق القانون :

$$كا^{٢} = مجـ \frac{(هـ - ق)^{٢}}{ق}$$

$$كا^{٢} = \frac{(١٤ - ٢٧,٠١)^{٢}}{٢٧,٠١} + \frac{(٢٨ - ٢٢,٣١)^{٢}}{٢٢,٣١} + \frac{(٥٢ - ٣٤,٠٦)^{٢}}{٣٤,٠٦} + \frac{(١٦ - ٢٦,٦٢)^{٢}}{٢٦,٦٢}$$

$$+\frac{(١٣-١٧,٦٨)^{٢}}{١٧,٦٨}+\frac{(١١-١٤,٦٠)^{٢}}{١٤,٦٠}+\frac{(١٦-٢٢,٢٩)^{٢}}{٢٢,٢٩}+\frac{(٣٢-١٧,٤٢)^{٢}}{١٧,٤٢}$$

$$+\frac{(٤٢-٢٤,٣١)^{٢}}{٢٤,٣١}+\frac{(١٨-٢٠,٠٨)^{٢}}{٢٠,٠٨}+\frac{(١٩-٣٠,٦٥)^{٢}}{٣٠,٦٥}+\frac{(٢٠-٢٣,٩٦)^{٢}}{٢٣,٩٦}$$

كا^{٢} = ٦,٢٧ + ١,٤٥ + ٩,٤٥ + ٤,٢٤

+ ١,٢٤ + ٠,٨٩ + ١,٧٧ + ١٢,٢٠

+ ١٢,٨٧ + ٠,٢٢ + ٤,٤٣ + ٠,٦٥

كا^{٢} = ٥٥,٦٨

وحيث إن درجات الحرية = (عدد الأعمدة – ١) × (عدد الصفوف – ١)

= (٤ – ١) × (٣ – ١)

= ٣ × ٢

= ٦

وتكون القيم الجدولية عند درجا ت حرية ٦

هى ١٢,٥٩ عند مستوى ٠,٠٥

١٦,٨١ عند مستوى ٠,٠١

وحيث إن قيمة كا^{٢} المحسوبة = ٥٥,٦٨ وهى أكبر من القيمة الحرجة اللازمة للدلالة عند مستوى ٠,٠١ .

إذاً توجد فروق ذات دلالة إحصائية فى اختيار التخصص باختلاف منطقة حياة الطالب.

وتجدر الإشارة إلى ضرورة العودة إلى جدول البيانات للمسألة السابقة ومراجعة التكرارات المشاهدة الخاصة بكل عينة . فيلاحظ مثلاً أن عدد طلاب القاهرة الذين اختاروا الكيمياء كان أكبر مقارنة بطلاب الوجهين القبلى والبحرى ، كذلك يلاحظ أن أكبر تكرار لدى طلاب الوجه القبلى كان بخصوص تخصص النبات ، بينما أكبر تكرار كان بخصوص تخصص الحيوان لطلاب الوجه البحرى .

كما يلاحظ أن خلية كيمياء القاهرة قد ساهمت بـ ٩,٤٥

كما يلاحظ أن خلية نبات قبلى قد ساهمت بـ ١٢,٢٠

كما يلاحظ أن خلية حيوان بحرى قد ساهمت بـ ١٢,٨٧

وذلك فى قيمة $كا^{٢}$ الكلية وتعد أكبر مقادير مساهمة .

٢ - اختبار الوسيط للمقارنة بين عدد من العينات المستقلة.

Median Test for Independence Between several samples.

علمنا فيما سبق أن اختبار الوسيط يمكن استخدامه للمقارنة بين عينتين مستقلتين ، وهنا أيضاً يمكن استخدامه للمقارنة بين عدد من العينات المستقلة .

وذلك طبقاً لعدد من الخطوات ، لاتختلف كثيراً عن فهمنا لهذا الاختبار الذى سبق أن عرضناه :

١ - يتم دمج درجات العينات موضع المقارنة وكأنها درجات عينة واحدة .

٢ - يستخرج وسيط درجات هذه العينة الواحدة (الكبيرة) إما بوضع الدرجات من الأصغر إلى الأكبر أو العكس ، ثم استخراج الوسيط على اعتبار أنه تلك الدرجة التى يسبقها عدد من الدرجات يساوى عدد الدرجات التى تليها ، وذلك بعد ترتيب جميع الدرجات تصاعدياً أو تنازلياً .

أو استخدام قانون الوسيط :

$$ط = أ + \frac{\frac{ن}{٢} - ك_{ع ق}}{ك_{ط}} \times ى$$ الذى سبقت الإشارة إليه .

٣ - تصنف درجات كل عينة كما كانت قبل الدمج فى ضوء قيمة الوسيط؛ بحيث نضع عوضاً عن الدرجة إشارة (+) إذا كانت قيمة هذه الدرجة أكبر من قيمة الوسيط ، ونضع عوضاً عن الدرجة إشارة (-) إذا كانت قيمة هذه الدرجة تساوى أو أقل من قيمة الوسيط .

٤ - يحدد عدد (تكرارات) الإشارات (+) وعدد (تكرارات) الإشارات (-) فى كل عينة من العينات موضع المقارنة قبل الدمج ، وتصنف التكرارات طبقاً لجدول مثل التالى :

العينات	+	−	المجموع
الأولى	أ	ب	أ + ب
الثانية	جـ	د	جـ + د
الثالثة	ل	و	ل + و
الرابعة	أ + جـ + ل	ب + د + و	أ + ب + جـ + د + ل + و

٥ – نحسب قيمة المتوقع لكل خلية طبقاً للفكرة المعروفة :

متوقع الخلية التى تكرارها أ = $\frac{(أ + جـ + ل) \times (أ + ب)}{(أ + ب + جـ + د + ل + و)}$ مثلاً

متوقع الخلية التى تكرارها د = $\frac{(ب + د + و) \times (جـ + د)}{(أ + ب + جـ + د + ل + و)}$ مثلاً وهكذا

٦ – نطبق القانون المشهور :

$$كا^{٢} = مجـ \frac{(هـ - ق)^{٢}}{ق}$$

بدرجات حرية = (عدد الأعمدة – ١) × (عدد الصفوف – ١)

ويلاحظ أن عدد الأعمدة هنا ٢

وعدد الصفوف هنا هو عدد العينات.

مثال : طبق اختبار للدجماتية على ثلاث مجموعات : الأولى من الفصاميين ، والثانية من العصابيين ، والثالثة من الأسوياء. تحقق من صحة الفرض القائل : « لاتوجد فروق ذات دلالة إحصائية فى الدجماتية بين المجموعات الثلاث (فصاميين – عصابيين – أسوياء) ».

إذاجاءت البيانات كمايلى :

مجموعة A: ٧ - ٩ - ١٥ - ٤ - ٣ - ٢

مجموعة B: ٨ - ٥ - ٩ - ٣ - ١١ - ٨

مجموعة C: ٦ - ٩ - ١٤ - ٨ - ١٣ - ١٢

الحل : يلاحظ أنه لا يشترط تساوى حجم العينات كما ظهر فى نص المثال، وعلينا الآن دمج درجات المجموعات الثلاث للحصول على الوسيط وسوف يتم ترتيب الدرجات من الأصغرإلى الأكبر.

٢-٣-٣-٤-٥-٦-٧-٨-٨-٨-٩-٩-٩-٩-١١-١٢-١٣-١٤-١٤-١٥

الوسيط : $\frac{٨ + ٨}{٢} = ٨$

ويمكننا تصنيف البيانات كما هو بالجدول :

العينة	أكبر من الوسيط (+)	أقل من أو يساوى الوسيط (-)	المجموع
A	٢	٤	٦
B	٢	٤	٦
C	٤	٢	٦
المجموع	٨	١٠	١٨

المتوقعات :

$ق_{١} = \frac{٨ \times ٦}{١٨} = ٢,٦٧$

$ق_{٢} = \frac{١٠ \times ٦}{١٨} = ٣,٣٣$

$ق_{٣} = \frac{٨ \times ٦}{١٨} = ٢,٦٧$

$$ق_{٤} = \frac{١٠ \times ٦}{١٨} = ٣,٣٣$$

$$ق_{٥} = \frac{٨ \times ٦}{١٨} = ٢,٦٧$$

$$ق_{٦} = \frac{١٠ \times ٦}{١٨} = ٣,٣٣$$

$$كا^{٢} = \frac{(٢ - ٢,٦٧)^{٢}}{٢,٦٧} + \frac{(٤ - ٣,٣٣)^{٢}}{٣,٣٣}$$

$$+ \frac{(٢ - ٢,٦٧)^{٢}}{٢,٦٧} + \frac{(٤ - ٣,٣٣)^{٢}}{٣,٣٣}$$

$$+ \frac{(٤ - ٣,٦٧)^{٢}}{٢,٦٧} + \frac{(٢ - ٣,٣٣)^{٢}}{٣,٣٣}$$

$$كا^{٢} = ٠,١٧ + ٠,١٣ + ٠,١٧ + ٠,١٣ + ٠,٦٦ + ٠,٥٣$$

$$كا^{٢} = ١,٧٩$$

درجات الحرية = (٢ − ١) × (٣ − ١)

= ١ × ٢

= ٢

عند مستوى ٠,٠٥ هى ٥,٩٩

عند مستوى ٠,٠١ هى ٩,٢١

ويلاحظ أن قيمة كا^{٢} المحسوبة ١,٧٩ أقل من القيمة الجدولية اللازمة للدلالة الإحصائية ، وبالتالى نقبل الفرض الصفرى القائل بعدم وجود فروق معنوية بين الفصاميين والعصابيين والأسوياء فى الدجماتية.

ومع استخدام البرنامج المعد على الحزمة Spss - X ، تأتى نتائج اختبار الوسيط للمقارنة بين عدد من العينات المستقلة فى أحد البحوث ، قبل ضم خلايا لهاتكرارات متوقعة أقل من (٥) وبعد ضم تلك الخلايا كما تظهرأمامنا .

A *k*-sample median test

```
10:17:35    K-SAMPLE MEDIAN TEST, SIEGEL  P 182

- - - - - MEDIAN TEST

    VISITS'    'VISITS TO SCHOOL
  BY EDUC       LEVEL OF EDUCATION

                                        EDUC
                           1         2         3         4         5
                   I---------I---------I---------I---------I---------I
         GT MEDIAN I       5 I       4 I       7 I       3 I       2 I
VISITS             I---------I---------I---------I---------I---------I
         LE MEDIAN I       5 I       7 I       6 I       1 I       2 I
                   I---------I---------I---------I---------I---------I

                      EDUC
                           6
                   I---------I
         GT MEDIAN I       1 I
VISITS             I---------I
         LE MEDIAN I       1 I
                   I---------I

WARNING - CHI-SQUARE STATISTIC IS QUESTIONABLE HERE
   6 CELLS HAVE EXPECTED FREQUENCIES LESS THAN 5
MINIMUM EXPECTED CELL FREQUENCY IS    1.0

         CASES        MEDIAN    CHI-SQUARE    D.F.  SIGNIFICANCE
          44           2.5        1.6951        5          .8835

10:17:37    K-SAMPLE MEDIAN TEST  SIEGEL, P.182

- - - - - MEDIAN TEST

    VISITS     VISITS TO SCHOOL
  BY EDUC      LEVEL OF EDUCATION

                                   EDUC
                           1         2         3         4
                   I---------I---------I---------I---------I
         GT MEDIAN I       5 I       4 I       7 I       6 I
VISITS             I---------I---------I---------I---------I
         LE MEDIAN I       5 I       7 I       6 I       4 I
                   I---------I---------I---------I---------I

         CASES        MEDIAN    CHI-SQUARE    D.F.  SIGNIFICANCE
          44           2.5        1.2951        3          .7303
```

ثامناً: أساليب فارقة

لبيانات رتبيـــة

في عدد من العينات غير المستقلة

١ - اختبار فريدمان The Friedman Test

إذا كان لدينا عدد من المواقف التجريبية يتعرض المفحوص بعد كل موقف منها لاختبار ما ، ومن ثم يحصل فيه على درجة ، فيصبح لدينا ثلاث درجات لكل مفحوص إذا كانت المواقف التجريبية التى تعرض لها ثلاثة ، أو أربع درجات لكل مفحوص ، إذا كانت المواقف التجريبية التى تعرض لهاأربعة .

وفى أحيان أخرى يعرض على نفس المفحوص ثلاثة بدائل ، يجب عليه أن يرتبهاحسب تفضيله لها أو يعرض عليه خمس تخصصات أو مهن مثلاً ، ويطلب منه أن يرتبها من الأكثرأهمية بالنسبة له فيعطى لهاالرتبة (١) ثم التى تليها فى الأهمية فيعطى لها الرتبة (٢) وهكذا.

فى مثل هذه الحالات يستخدم اختبار فريدمان لتحليل التباين للعينات المترابطة من الدرجة الثانية The Friedman tow - way Analysis of variance .

أولاً : إذا كان عدد أفراد العينة ١٠ فأكثر أو عدد البدائل ٥ فأكثر يجب اتباع سلسلة من الخطوات:

١ - يتم ترتيب الدرجات لكل مفحوص بحيث تحصل الدرجة الأفضل على الرتبة (١) ثم الدرجة التى تليهاالرتبة (٢) وقد يعطى المفحوص مباشرة رتباً للبدائل إذا لم تتوفر درجات .

٢ - يتم جمع الرتب الخاصة بكل اختبار أوكل بديل ، وذلك بالنسبة لجميع المفحوصين، ويرمزلها بالرمز: $\text{مجـ ر}_{١}$ ، $\text{مجـ ر}_{٢}$ ، $\text{مجـ ر}_{٣}$.

٣ - يتم تربيع القيم التى حصلناعليهامن الخطوة السابقة

أى $(\text{مجـ ر}_{١})^{٢}$ ، $(\text{مجـ ر}_{٢})^{٢}$ ، ....

٤ - يتم جمع القيم التى ظهرت من الخطوة السابقة ويرمزلهابالرمز **R** ؛ أى إن :

$$R = (\text{مجـ ر}_{١})^{٢} + (\text{مجـ ر}_{٢})^{٢} + (\text{مجـ ر}_{٣})^{٢} + \ldots$$

٥ - يتم تطبيق قانون فريدمان على الصورة :

$$F = \frac{١٢ R}{ن م (م + ١)} - ٣ ن (م + ١)$$

حيث ن : عدد أفراد العينة .

م : عدد البدائل أو عدد الاختيارات

الدلالة الإحصائية لاختبار فريدمان عندمايكون ن ≥ ١٠ أو م ≥ ٥

تتم مقارنة قيمة F المحسوبة من القانون السابق بالقيم الجدولية لجدول مربع كاى، وذلك عند درجات حرية م - ١ .

فإذا كانت قيمة F أكبر من أو تساوى قيمة $كا^{٢}$ الجدولية ، فإن ذلك يشير إلى وجود فروق جوهرية بين الأداءات على البدائل المختلفة ويرفض الفرض الصفرى.

ثانياً : إذاكان عدد أفراد العينة : ٢ ≤ ن < ١٠ ، ٢ ≤ م ≤ ٤

نتبع الخطوات السابقة نفسها والاختلاف فقط هو فى معرفة الدلالة الإحصائية .

الدلالة الإحصائية لاختبار فريدمان عندما: ٢ ≤ ن < ١٠ ، ٢ ≤ م ≤ ٤

فى هذه الحالة علينامقارنة قيمة F المحسوبة بقيم جدول فريدمان النظرية بالملاحق ، ويتم الدخول لهذاالجدول بشرطين :

- عدد الاختيارات أو البدائل (م) .
- عدد أفرادالعينة (ن) .

والشرط اللازم للدلالة الإحصائية هو أن تكون قيمة Fالمحسوبة أكبر من القيمة الجدولية أو تساويها.

ملاحظة ١ - يمكن استخدام اختبارفريدمان عندما تكون البيانات فى الصورة الفاصلة أو النسبية بعد تحويلهاإلى بيانات فى صورة رتبية .

ملاحظة ٢ - عندمايحصل الفرد على درجات متساوية أو تكون لهم رتب متشابهة فإن الأمريتطلب إجراء تعديل لقيمة F على الصورة :

$$F = \frac{\dfrac{12\,R}{\text{ن م}\left(\text{م} + 1\right)} - 3\,\text{ن}\left(\text{م} + 1\right)}{1 - \dfrac{\text{مجـ ك}}{\text{ن}\left(\text{م}^{3} - \text{م}\right)}}$$

حيث :

$$\text{مجـ ك} = \left(\text{ك}_1^{3} - \text{ك}_1\right) + \left(\text{ك}_2^{3} - \text{ك}_2\right) + \left(\text{ك}_3^{3} - \text{ك}_3\right) + \ldots\ldots\ldots\ldots$$

حيث : ك_1 عدد التكرارات المتشابهة فى حالة نعتبرهاالأولى

ك_2 عدد التكرارات المتشابهة فى حالة نعتبرها الثانية

ك_3 عدد التكرارات المتشابهة فى حالة نعتبرهاالثالثة

وذلك مثلماكان يحدث فى طريقة كروسكال – واليز.

ملاحظة ٣ – إذا تم التوصل لوجود فروق ذات دلالة إحصائية ؛ أى إن قيمة F لفريدمان كانت دالة فهذا يعنى أن هناك اختلافات ، ولتحديد إلى أى المجموعات أو البدائل تعود الاختلافات وجب إجراء مقارنات متعددة بين كل بديلين ، أى بين كل عينتين مترابطتين باستخدام أسلوب من الأساليب ، التى سبق التعرض لها وليكن اختبارالإشارة.

مثال : طلب من عدد من الحاصلين على الشهادة الإعدادية إبداء الرأى فى لتخصصات ذات الأفضلية ، إذا أجبروا على دخول المدرسة الثانوية الصناعية ، وقد هدف الباحث الكشف عماإذا كانت هناك رغبة متميزة لتخصص أم لا ، وفى سبيل التحقق من صحة الفرض .

« لاتوجد فروق ذات دلالة إحصائية بين رغبات الطلاب فى التخصصات بالثانوية الصناعية» .

جمع الباحث :

التخصص / العينة	كمبيوتر	كهرباء	نسيج	برادة	سيارات
خالد	٤	١	٣	٢	٥
ماجد	١	٤	٥	٣	٢
أشرف	٢	١	٣	٤	٥
طارق	٤	٢	١	٣	٥
هشام	٥	٤	٣	٢	١
أحمد	١	٢	٣	٤	٥
عمرو	٢	١	٣	٥	٤
سامى	٣	١	٥	٤	٢
حسن	٢	١	٥	٣	٤

الحل : من الجدول السابق .

مجموع الرتب لأفراد العينة جميعاً بخصوص تخصص الكمبيوتر مجـ ر١ = ٢٤

مجموع الرتب لأفراد العينة جميعاً بخصوص تخصص الكهرباء مجـ ر٢ = ١٧

مجموع الرتب لأفراد العينة جميعاً بخصوص تخصص النسيج مجـ ر٣ = ٣١

مجموع الرتب لأفراد العينة جميعاً بخصوص تخصص البرادة مجـ ر٤ = ٣٠

مجموع الرتب لأفراد العينة جميعاً بخصوص تخصص السيارات مجـ ر٥ = ٣٣

إذاً $R = \left(\text{مجـ ر}_1\right)^2 + \left(\text{مجـ ر}_2\right)^2 + \left(\text{مجـ ر}_3\right)^2 + \left(\text{مجـ ر}_4\right)^2 + \left(\text{مجـ ر}_5\right)^2$

$= (٢٤)^2 + (١٧)^2 + (٣١)^2 + (٣٠)^2 + (٣٣)^2$

$= ٥٧٦ + ٢٨٩ + ٩٦١ + ٩٠٠ + ١٠٨٩$

$= ٣٨١٥$

بما أن :

$$F = \frac{١٢\,R}{\text{ن م}\left(\text{م} + ١\right)} - ٣\,\text{ن}\left(\text{م} + ١\right)$$

إذاً

$$F = \frac{١٢ \times ٣٨١٥}{٩ \times ٥ (٥ + ١)} - ٣ \times ٩ (٥ + ١)$$

$$= \frac{٤٥٧٠٠}{٢٧٠} - ١٦٢$$

$$= ١٦٩,٢٦ - ١٦٢$$

$$= ٧,٢٦$$

وعلينامقارنة قيمة F بقيمة كا٢ عند درجة حرية = م – ١

= ٥ – ١

= ٤

كا٢ عند مستوى ٠,٠٥ هى ٩,٤٩

كا٢ عند مستوى ٠,٠١ هى ١٣,٢٨

ومن الواضح أنه لاتوجد فروق ذات دلالة إحصائية بين ترتيبات التخصصات ، كما تصورها أفراد العينة ، وذلك لأن قيمة F المحسوبة أقل من قيمة كا٢ .

أى إن رغبات الطلاب ليست موجهة نحو تخصص دون التخصصات الأخرى ومن ثم فالطلبة لا يفضلون تخصصاً دراسياً فى الثانوية الصناعية على غيره من التخصصات.

مثال : طبق اختبارللقلق أربع مرات مختلفة خلال أربع جلسات توجيهية لعدد من المدرسين ، وجاءت الدرجات كمايلى :

أ ٣٧ – ٤١ – ٥١ – ٤٢ – ٣٣ – ٤٥ – ٥٣ – ٣٦ – ٣٥

ب ٤٠ – ٤٤ – ٤٦ – ٣٧ – ٤١ – ٥١ – ٥٦ – ٤٢ – ٤٠

ج ٥٤ – ٥٧ – ٥٩ – ٦٠ – ٤٩ – ٦٥ – ٥٠ – ٥٣ – ٤٦

د ٤٨ – ٥٣ – ٦٧ – ٤١ – ٤٣ – ٤٩ – ٤٥ – ٤٧ – ٥١

والمطلوب التحقق من دلالة الفروض فى القلق بين التطبيقات فى المرات الأربع.

الحـــل :

علينا ترتيب أداء كل فرد من أفراد العينة فى المرات الأربع

التطبيق	أ		ب		جـ		د	
الأفراد	الدرجة	الرتبة	الدرجة	الرتبة	الدرجة	الرتبة	الدرجة	الرتبة
أحمد	٣٧	١	٤٠	٢	٥٤	٤	٤٨	٣
محمد	٤١	١	٤٤	٢	٥٧	٤	٥٣	٣
سعد	٥١	٢	٤٦	١	٥٩	٣	٦٧	٤
ياسمين	٤٢	٣	٣٧	١	٦٠	٤	٤١	٢
مجدى	٣٣	١	٤١	٢	٤٩	٤	٤٣	٣
مها	٤٥	١	٥١	٣	٦٥	٤	٤٩	٢
خالد	٥٣	٣	٥٦	٤	٥٠	٢	٤٥	١
ميرام	٣٦	١	٤٢	٢	٥٣	٤	٤٧	٣
داليا	٣٥	١	٤٠	٢		٣	٥١	
	مجـ ر١ = ١٤		مجـ ر٢ = ١٩		مجـ ر٣ = ٣٢		مجـ ر٤ = ٢٥	

بما أن :

$$R = (\text{مجـ ر}_1)^{٢} + (\text{مجـ ر}_2)^{٢} + (\text{مجـ ر}_3)^{٢} + (\text{مجـ ر}_4)^{٢}$$

$$= (١٤)^{٢} + (١٩)^{٢} + (٣٢)^{٢} + (٢٥)^{٢}$$

$$= ١٩٦ + ٣٦١ + ١٠٢٤ + ٦٢٥.$$

$$= ٢٢٠٦$$

بما أن

$$F = \frac{١٢\,R}{ن\,م\,(م+١)} - ٣ن\,(م+١)$$

$$= \frac{١٢ \times ٢٢٠٦}{٩ \times ٤\,(٤+١)} - ٣ \times ٩\,(٤+١)$$

$$= \frac{٢٦٤٧٢}{١٨٠} - ١٣٥$$

= ١٤٧,٠٧ - ١٣٥

= ١٢,٠٧

وعلينا أن نقارن قيمة F المحسوبة بالقيمة الجدولية لفريدمان ، من الجدول الموضح بالملاحق .

عندما يكون عدد الاختبارات أو البدائل ٤ (جلسات التوجيه)

وعدد أفراد العينة ٩

فإن القيمة الجدولية :

عند مستوى ٠,٠٥ هو ٧,٦٦٧

عند مستوى ٠,٠١ هو ١٠,٧٣

ويلاحظ أن قيمة F المحسوبة ١٢,٠٧ وهى أكبر من القيمة الجدولية اللازمة للدلالة الإحصائية عند مستوى ٠,٠١ ، وهذا يشيرإلى وجود فروق جوهرية فى القلق باختلاف مرات التطبيق.

وتأتى نتائج هذا الاختبار فى بيانات جمعها باحث إذا استخدمنا الحزمة Spss - X على الصورة الموضحة :

Friedman test

```
10:56:33     FRIEDMAN TWO-WAY TEST, SIEGEL, P. 171

- - - - - FRIEDMAN TWO-WAY ANOVA

     MEAN RANK    VARIABLE

          2.19    RR          TOTAL REINFORCEMENT
          2.36    RU          PARTIAL WITH REINFORCED TRIAL
          1.44    UR          PARTIAL WITH UNREINFORCED TRIAL

          CASES         CHI-SQUARE         D.F.    SIGNIFICANCE
           18             8.5833             2            .0137
```

٢ - الكشف عن قوة العلاقة مع استخدام اختبار فريدمان

إذا اراد الباحث تحديد درجة الاتفاق او الاختلاف بين افراد المجموعات المترابطة المختلفة ، فإننا نستخدم المعادله التالية التى تحسب قوة العلاقة التى تعبرعن مقدارالاتفاق بين المجموعات موضع المقارنة ، الذى سوف نرمز له بالرمز $ق_F$.

$$ق_F = \frac{F}{ن\left[م - ١\right]}$$

حيث $ق_F$: قوة العلاقة عند استخدام اختبارفريدمان.

F : قيمة F الناتجة من تطبيق قانون فريدمان.

ن : العدد الكلى لافراد المجموعة.

م : عدد المجموعات موضعالمقارنة .

وفى مثالنا السابق : وجد انF = ١٢,٠٧ ، عندما ن = ٩ ، م = ٤

$$اذا\ ق_F = \frac{١٢,٠٧}{٩\left[٤ - ١\right]} = \frac{١٢,٠٧}{٢٧} = ٠,٤٥$$

ونظراً لأن قيمة $ق_F$ يمكن أن تصل إلى أقصى قيمة لها ، وهى الواحد الصحيح فإن القيمة ٠,٤٥ تدل على قيمة أقل من المتوسط من الاتفاق.

تاسعاً: أساليب فارقة
لبيانات اسمية
في عدد من العينات غير المستقلة

١ - اختبار كوجران (اختبار كيو) The Cochran Q Test

نفرض أن لدينا ثلاث مجموعات متماثلة تماماً ، أو أن هناك تناظراً في اختيار أفرادها ، أو لدينا مجموعة واحدة طبق عليها اختبار في الاتجاهات مثلاً ثلاث أو أربع مرات متتالية .

نكون بذلك أمام عينات مترابطة ، وعلى اعتبار أن الاستجابة على الاختبار (١ ، صفر) أو (ناجح ، راسب) أو (موافق ، أرفض) .

ونود الكشف عن دلالة الفروق بين الأداءات المتتالية الثلاثة أو الأربعة . عند ذلك علينا اتباع اختبار كوجران ، بشرط أن تكون البيانات محولة باستمرار إلى (١ ،صفر) .

وعلينا اتباع الخطوات التالية للتحقق من الفرض الصفرى القائل :

«لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين الأداءات على الاختبارات موضع المقارنة» .

١ - نضع الدرجة (١) للموافقة أو النجاح والدرجة (صفر) للرفض أو عدم النجاح .

٢ - نحسب عدد الاختبارات التى تم اجتيازها بالنسبة لكل فرد من أفراد العينة ، ونرمز لذلك بالرمز ح ثم نحسب مجـ ح^2 لجميع الأفراد .

٤ - يتم حصر عدد الذين اجتازوا الاختبار فى كل أداء من الأداءات المتتالية ويرمز للنتائج بالرموز:

$$\text{مجـ س}_1 \text{ ، مجـ س}_2 \text{ ، مجـ س}_3 \text{ .}$$

٥ - من الخطوة السابقة يتم حساب :

$$(\text{مجـ س})^2 = (\text{مجـ س}_1)^2 + (\text{مجـ س}_2)^2 + (\text{مجـ س}_3)^2$$

٦ - نطبق القانون Q لكوجران على الصورة :

$$Q = \frac{(\text{م} - 1)\left[\text{م} (\text{مجـ س})^2 - (\text{مجـ ح})^2\right]}{\text{م مجـ ح} - \text{مجـ ح}^2}$$

حيث م : عدد الاختبارات أو الأداءات المتتالية :

الدلالة الإحصائية لاختباركوجران :

علينامقارنة Q المحسوبة بقيمة كا^2 الجدولية .

عند درجات حرية = م – ١

= عدد الاختبارات أو الأداءات المتتالية – ١

والشرط اللازم لدلالة Q هو أن تكون قيمتها أكبر من أو تساوى قيمة كا^2 الجدولية .

مثال : استخدمت ثلاثة برامج للنمو الاجتماعى للأطفال ، وتم تطبيق كل برنامج على عينة مختلفة ، وقد تم مماثلة العينات الثلاث قبل تطبيق البرامج (تناظر الأفراد) . وبعد التطبيق طبق اختبار للنمو الاجتماعى على أطفال العينات الثلاث ، وقد حدد موقف الطفل كما يلى : اجتاز (١) ، لم يجتز (صفر) .

وتم رصد البيانات كماهو موضح بالجدول التالى :

بهدف التأكد من صحة الفرض : لاتوجد فروق ذات دلالة إحصائية فى النمو الاجتماعى للأطفال باختلاف نوع البرنامج ؛ .

المجموعة / رقم الفرد	A	B	C	عدد الاجتيازات ح	ح^2
١	١	صفر	١	٢	٤
٢	١	١	١	٣	٩
٣	صفر	صفر	١	١	١
٤	صفر	صفر	١	١	١
٥	١	صفر	١	٢	٤
٦	١	١	١	٣	٩
٧	١	١	١	٣	٩
٨	صفر	صفر	١	١	١
٩	صفر	صفر	صفر	صفر	صفر
١٠	١	صفر	١	٢	٤
١١	١	١	صفر	٢	٤
	مجـ $س_1$ = ٧	مجـ $س_2$ = ٤	مجـ $س_3$ = ٩	مجـ ح = ٢٠	مجـ ح^2 = ٤٦

$(مجـ س)^{٢} = (مجـ س_{١})^{٢} + (مجـ س_{٢})^{٢} + (مجـ س_{٣})^{٢}$

$= (٧)^{٢} + (٤)^{٢} + (٩)^{٢}$

$= ٤٩ + ١٦ + ٨١$

$= ١٤٦$

بما أن مجـ ح = ٢٠

$(مجـ ح)^{٢} = ٤٠٠$

وكذلك م = ٣ (عدد الاختبارات)

بما أن :

$$Q = \frac{(م - ١)\left[م (مجـ س)^{٢} - (مجـ ح)^{٢}\right]}{م مجـ ح - مجـ ح^{٢}}$$

$$Q = \frac{(٣ - ١)\left[٣ \times ١٤٦ - (٢٠)^{٢}\right]}{٣ \times ٢٠ - ٤٦}$$

$$= \frac{٢\left[٤٣٨ - ٤٠٠\right]}{٦٠ - ٤٦}$$

$$= \frac{٢\left[٣٨\right]}{١٤}$$

$= ٥,٤٣$

وعند درجات حرية = م − ١

$= ٣ - ١$

$= ٢$

نجد أن :

$كا^{٢}$ عند مستوى ٠,٠٥ هى ٥,٩٩

$كا^{٢}$ عند مستوى ٠,٠١ هى ٩,٢١

ويلاحظ أن قيمة Q لكوجران أقل من قيمة كا^{2} الجدولية اللازمة للدلالة عند مستوى ٠,٠٥ ، وبالتالى لا توجد فروق فى النمو الاجتماعى للأطفال باختلاف البرامج المستخدمة .

ملاحظة :

إذا اتضح رفض الفرض الصفرى ؛ أى عكس ماتوصلنا إليه ، فإننا نستنتج وجود فروق بين المجموعات الثلاث فى النمو الاجتماعى تعود لاختلاف الطريقة المستخدمة ، ويجب علينا عند ذلك العودة إلى بيانات الجدول فى المسألة ومراجعة مجـ س$_{1}$ لمعرفة عدد الناجحين (الذين اجتازوا) وكذلك مجـ س$_{2}$ ، مجـ س$_{3}$ وتحديد القيمة الأكبر ، فهى تدل على العدد الأكبر لمن اجتازوا باستخدام هذه الطريقة أو تلك .

ويجب لأجل الكشف على الفروق بين كل مجموعتين ؛ لمعرفة إلى أى المجموعات تعود الفروق استخدام اختبار ماكنمار مثلاً للمقارنة بين عينتين مترابطتين .

وفيما يلى نتائج اختبار كوجران للمقارنة بين ثلاث عينات غير مستقلة فى احد البحوث بياناتها فى الصورة الرتبية ، وذلك إذا تم استخدام البرنامج المعد لذلك على الحزمة Spss - X .

Cochran Q test

```
10:55:55    COCHRAN Q TEST, SIEGEL, P. 164

- - - - - COCHRAN Q TEST

  CASES

  = 1  = 0   VARIABLE

   13    5   R1          RESPONSE TO NICE INTERVIEW
   13    5   R2          RESPONSE TO RESERVED INTERVIEW
    3   15   R3          RESPONSE TO HARSH INTERVIEW

         CASES          COCHRAN Q           D.F.   SIGNIFICANCE
          18             16.6667              2        .0002
```

الفصل السادس

دلالة التشتت الكيفى ونسبة التركيز لـ «چينى» فى البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية

چينى - الشربينى

إذا كان لدينا أربع مجموعات من الأطفال، وتم تطبيق اختبار ما للقلق عليهم وجاءت درجات كل مجموعة كمايلى :

- درجات المجموعة الأولى ٥ ، ٥، ٥
- درجات المجموعة الثانية ١ ، ٢ ، ١٢
- درجات المجموعة الثالثة ٣ ، ٤ ، ٦ ، ٧ ، ٥
- درجات المجموعة الرابعة ٤ ، ٥ ، ٦

فبحساب المتوسط لكل مجموعة من المجموعات الثلاث نجده ($\overline{س}$ = ٥) ، مع العلم بأن هناك شيئاً من الاختلاف بين درجات هذه المجموعات.

فالمجموعة الأولى درجاتها متجانسة تماما حيث تساوت قيم الدرجات ، أما المجموعات الثانية والثالثة والرابعة ، فيلاحظ أن هناك اختلافا أو تباعدا أو تشتتا واضحاً بين قيم الدرجات التى حصل عليها الأطفال فى الاختبار ، وفى الوقت الذى نلاحظ فيه أن الاختلاف أو التباعد أو التشتت واضح جداً فى المجموعة الثانية نجده أقل فى المجموعة الرابعة أو المجموعة الثالثة .

وهذه الخاصة تسمى كما هو معروف خاصية التشتت ، وتوجد مقاييس مختلفة لقياس هذا التشتت ، منها : المدى Range ، الانحراف الربيعى Quartile Deviation . - الانحراف المتوسط Mean Absolute Deviation والانحراف المعيارى Standard Deviation والتباين Variance بالإضافة إلى معامل الاختلاف (C.V.) ، والمقاييس السابقة للتشتت يمكن استخدامها فى حالة البيانات الكمية فقط.

كما أن هناك أساليب إحصائية لحساب دلالة الفروق بين تشتتى مجموعتين أو أكثر ، أما إذا كان لدينا بيانات خاصة بمتغيرات كيفية ، فإنه لم تعرض الكتب العربية أو الأجنبية للإحصاء فى العلوم الإنسانية عن أسلوب إحصائى لهذا الغرض ، بحيث يمكن الاستفادة منه فى قياس تشتت تكرارات بيانات خاصة مثلا بالمستوى الاقتصادى أو الثقافى للأسرة (مرتفع - متوسط - منخفض) أو مرحلة النمو (طفولة وسطى- طفولة متأخرة - مراهقة) أو الحالة الاجتماعية (أعزب - أرمل - متزوج) ،

أو نوع الجناح (سرقة – جنس – تعاطى مخدرات ...) أو الديانة (مسلم – مسيحى – يهودى ...) أو الجنسية (مصرى – سعودى – سودانى – جزائرى ...) أو تقديرات طلاب الجامعة (ممتاز – جيد جداً – جيد – جيد ...) أو المستوى التعليمى (منخفض – متوسط – مرتفع) ... إلخ . وفضلاً عن عدم تعرف مقياس لتشتت التكرارات الخاصة بمثل هذه المتغيرات أو مقياس لتركيز البيانات ، فإنه لا يوجد أسلوب إحصائى لتعرف جوهرية قيمة تشتت البيانات الكيفية لمجموعة أو أكثر .

وتحدد مشكلة الدراسة الحالية فى النقطتين التاليتين :

١ – لم تعالج الكتب العربية أو الأجنبية للإحصاء فى مجال العلوم الإنسانية أسلوبا إحصائيا ، يحسب تشتت البيانات الكيفية أو تركزها والدلالة الإحصائية لذلك .

٢ – إذا كانت هناك أساليب للكشف عن الدلالة الإحصائية لفروق تباينات البيانات الكمية ، فهل يمكن التوصل الى أسلوب للكشف عن دلالة فروق تشتتين كيفيين أو أكثر ؟

التصور وكيفية الاستنتاج :

نفرض أن لدينا خمس مجموعات تشتمل كل مجموعة على تسعة أشخاص ، نسبت لهم انحرافات مثل السرقة – الجنس – مخدرات ، وكانت البيانات كما يلى:

	مجموعة (١)	مجموعة (٢)	مجموعة (٣)	مجموعة (٤)	مجموعة (٥)
السرقة	٩ $ك_{١١}$	٨ $ك_{٢١}$	٧ $ك_{٣١}$	٥ $ك_{٤١}$	٣ $ك_{٥١}$
الجنس	– $ك_{١٢}$	١ $ك_{٢٢}$	٢ $ك_{٣٢}$	٣ $ك_{٤٢}$	٣ $ك_{٥٢}$
مخدرات	– $ك_{١٢}$	– $ك_{٢٣}$	– $ك_{٣٣}$	١ $ك_{٤٣}$	٣ $ك_{٥٣}$
المجموع	٩ $ك_{ع١}$	٩ $ك_{ع٢}$	٩ $ك_{ع٣}$	٩ $ك_{ع٤}$	٩ $ك_{ع٥}$

ومن هذه البيانات يظهر أن المجموعة الأولى كل أفرادهانسب لهم انحراف واحد فقط هوانحراف السرقة ، وهذا يجعلنا نقول : إننا أمام حالة من التجانس التام لعدم وجود تشتت لأفراد هذه المجموعة على انحرافات الجنس والمخدرات .

ويلاحظ فى المجموعة الثانية بداية ظهور اختلاف حيث يوجد ٨ أشخاص نسب لهم انحراف السرقة ، وشخص نسب له انحراف الجنس ، ولايوجد أشخاص على انحراف المخدرات .

وفى المجموعة الثالثة بدأ التشتت بالظهور أيضاً ،وفى المجموعة الرابعة انتشر أفراد المجموعة على الانحرافات الثلاثة ، أمافى المجموعة الخامسة فقد انتشر أفراد المجموعة على الانحرافات الثلاثة بالتساوى (٣ سرقة – ٣ جنس – ٣ مخدرات) .

ويمكن حساب حالات الاختلاف فى **المجموعة الرابعة** مثلاً كما يلى :

خمسة أشخاص (جناح سرقة) يختلفون عن أربعة أشخاص آخرين (٣ جناح جنس + ١ مخدرات) .

اذاً عدد حالات الاختلاف = ٥ × ٤ = ٢٠ ——— I

كذلك : يوجد بالمجموعة نفسها ثلاثة أشخاص (جناح جنس) يختلفون عن شخص (جناح مخدرات) .

إذاً عدد حالات الاختلاف = ٣ × ١ = ٣ ——— II

وبالتالى يكون مجموع حالات الاختلاف فى المجموعة الرابعة .

= I + II

= ٢٠ + ٣ = ٢٣

ويمكن اتباع ماسبق مع المجموعات الأربع الأخرى كما يلى :

المجموعة الأولى : تسعة أشخاص (جناح سرقة) يختلفون عن صفرشخص آخر

اذاً عدد حالات الاختلاف = ٩ × صفر = صفر = I

كذلك : يوجد بالمجموعة نفسها صفر شخص (انحراف جنس) يختلف عن صفر شخص (انحراف مخدرات) .

إذاً عدد حالات الاختلاف = صفر ——— II

وبالتالى يكون مجموع حالات الاختلاف فى المجموعة الأولى

= I + II

= صفر + صفر = صفر

المجموعة الثانية : ثمانية أشخاص (جناح سرقة) يختلفون عن شخص واحد (جناح جنس) + صفر جناح مخدرات)

إذاً عدد حالات الاختلاف = ٨ × ١ = ٨ ——— I

كذلك : يوجد بالمجموعة نفسها شخص واحد (جناح جنس) يختلف عن صفر شخص (مخدرات)

إذاً عدد حالات الاختلاف = ١ × صفر = صفر = ——— II

وبالتالى يكون مجموع حالات الاختلاف فى المجموعة الثانية

= I + II

= ٨ + صفر = ٨

المجموعة الثالثة : بالطريقة السابقة نفسها :

٧ × ٢ = ١٤ ——— I

٢ × صفر = صفر ——— II

إذاً مجموع حالات الاختلاف فى المجموعة الثالثة

= I + II

= ١٤

المجموعة الرابعة : باتباع الأسلوب نفسه ؛ إذن :

٣ × ٦ = ١٨ ——— I

٣ × ٣ = ٩ ——— II

إذاً مجموع حالات الاختلاف

= I + II

= ٢٧.

وعلى هذا يمكن إجمال ماسبق بان عدد حالات الاختلاف فى الخمس مجموعات هى :

صفر ، ٨ ، ١٤ ، ٢٣ ، ٢٧

وعلى ذلك فعدد حالات الاختلاف القصوى (العدد الأقصى لحالات الاختلاف) = ٢٧

وحدثت حينما تساوى عدد الأفراد فى كل نمط من أنماط الجناح

وإذا رمزنا للتشتت الكيفى بالرمز ش . أ

فإن :

$$\text{ش . أ} = \frac{\text{العدد الفعلى للاختلافات}}{\text{العدد الاقصى للاختلافات}}$$

ومن ثم تصبح القيم السابقة :

$$\frac{\text{صفر}}{٢٧} \text{ ، } \frac{٨}{٢٧} \text{ ، } \frac{١٤}{٢٧} \text{ ، } \frac{٢٣}{٢٧} \text{ ، } ١$$

وهى قيم تحقق المتباينة

$$١ \geqslant \text{ش . أ} \geqslant \text{صفر}$$

وعلى اعتبار أن أفراد المجموعة هو ن

وعلى اعتبار أن عدد فئات متغير التصنيف (نوع أونمط الجناح) هو ع

اذاً العدد الأقصى للاختلاف حينما يوزع حجم العينة ن بالتساوى على فئات التصنيف ع ، ومن ثم يكون له فئة تصنيف تكرارقدره $\frac{ن}{ع}$.

ويكون العدد الأقصى للاختلاف ، إذا رمزناله بالرمز ص

$$= \frac{ن}{ع}\left(\frac{ن}{ع} + \frac{ن}{ع} + \frac{ن}{ع} + \frac{ن}{ع} + \ldots\ldots (ع - ١) \text{ حدا}\right)$$

$$+ \frac{ن}{ع}\left(\frac{ن}{ع} + \frac{ن}{ع} + \frac{ن}{ع} + \ldots\ldots (ع - ٢) \text{ حدا}\right)$$

$$+\frac{\text{ن}}{\text{ع}}\left(\frac{\text{ن}}{\text{ع}}+\frac{\text{ن}}{\text{ع}}+\text{........ ..}\,(\text{ع}-\text{٣})\ \text{حدا}\right)$$

$$=\frac{\text{ن}^{\text{٢}}}{\text{ع}^{\text{٢}}}\left(\text{١}+\text{١}+\text{١}+\text{١}+\text{......}\,(\text{ع}-\text{١})\ \text{حدا}\right)$$

$$+\frac{\text{ن}^{\text{٢}}}{\text{ع}^{\text{٢}}}\left(\text{١}+\text{١}+\text{١}+\text{......}\,(\text{ع}-\text{٢})\ \text{حدا}\right)$$

$$+\frac{\text{ن}^{\text{٢}}}{\text{ع}^{\text{٢}}}\left(\text{١}+\text{١}+\text{............}\,(\text{ع}-\text{٣})\ \text{حدا}\right)$$

$$=\frac{\text{ن}^{\text{٢}}}{\text{ع}^{\text{٢}}}\left(\text{١}+\text{١}+\text{١}+\text{١}+\text{....}\,(\text{ع}-\text{١})\ \text{حدا}\right)+\left(\text{١}+\text{١}+\text{١}\text{....}\,(\text{ع}-\text{١})\ \text{حدا}\right)$$

$$+\left(\text{١}+\text{١}+\text{١}+\text{......}\,(\text{ع}-\text{٣})\ \text{حدا}\right)$$

$$=\frac{\text{ن}^{\text{٢}}}{\text{ع}^{\text{٢}}}\left(\frac{\text{ع}-\text{١}}{\text{٢}}(\text{٢})+\frac{\text{ع}-\text{٢}}{\text{٢}}(\text{٢})+\frac{\text{ع}-\text{٣}}{\text{٢}}(\text{٢})\right)$$

$$=\frac{\text{ن}^{\text{٢}}}{\text{ع}^{\text{٢}}}\left((\text{ع}-\text{١})+(\text{ع}-\text{٢})+(\text{ع}-\text{٣})+\text{......ع حدا}\right)$$

$$=\frac{\text{ن}^{\text{٢}}}{\text{ع}^{\text{٢}}}\left(\frac{\text{ع}}{\text{٢}}\left(\text{٢}(\text{ع}-\text{١})+(\text{ع}-\text{١})\times -\text{١}\right)\right)$$

$$=\frac{\text{ن}^{\text{٢}}}{\text{ع}^{\text{٢}}}\left(\frac{\text{ع}}{\text{٢}}\left(\text{٢ع}-\text{٢}-\text{ع}+\text{١}\right)\right)$$

$$=\frac{\text{ن}^{\text{٢}}}{\text{ع}^{\text{٢}}}\left(\frac{\text{ع}}{\text{٢}}(\text{ع}-\text{١})\right)$$

$$=\frac{\text{ن}^{\text{٢}}}{\text{ع}^{\text{٢}}}\times\frac{\text{ع}}{\text{٢}}\times(\text{ع}-\text{١})$$

$$= \frac{\text{ن}^{٢}}{٢} \times \frac{\text{ع} - ١}{\text{ع}} \text{ ——— } I$$

ويكون العدد الفعلي للاختلافات هو

$$\text{ف} = \sum_{\text{ر}=١}^{\text{ل}-١} \text{ك}_{\text{ل ر}} \left(\sum_{\text{ر}=١}^{\text{ل}-١} \text{ك}_{(\text{ل}+١)\text{ر}} \right) \text{ ——— } II$$

وتكون الصورة النهائية لشدة الاختلافات= $\frac{\text{ف}}{\text{ص}} = \frac{II}{I}$

$$= \frac{٢ \text{ ع} \sum \text{ك}_{\text{ل ر}} \left(\sum \text{ك}_{(\text{ل}+١)\text{ر}} \right)}{\text{ن}^{٢} (\text{ع} - ١)}$$

$$\text{أو} = \frac{٢ \text{ ع ف}}{\text{ن}^{٢} (\text{ع} - ١)}$$

وعلى ذلك فإنه إذا كان لدينا توزيع تكرارات مجموعتين جديدتين على نوع الجناح كمايلى :

المجموعة / نوع الجناح	أ	ب
سرقة جنس مخدرات	٨٠ ٨ ١٢	٤٠ ٢٥ ٣٥
مجموعة العينة	١٠٠	١٠٠

فإن قيمة «ف» للمجموعة الأولى = ٨٠ (٨ + ١٢) + ٨ (١٢)

= ١٦٠٠ + ٩٦ = ١٦٩٦

، وقيمة ع = ٣ (أنواع الجناح)

قيمة ن = ١٠٠ (عدد أفراد المجموعة)

إذاً ش .أ للمجموعة الأولى = $\frac{٢ \text{ ع ف}}{\text{ن}^{٢} (\text{ع} - ١)}$

$$= \frac{٢ \times ٣ \times ١٦٩٦}{١٠٠^{٢} (٣ - ١)}$$

$$= \frac{٦ \times ١٦٩٦}{٢٠٠٠٠} = ٠,٥١$$

كذلك بالنسبة للمجموعة الثانية :

قيمة «ف» = ٤٠ × (٢٥ + ٣٥) + ٢٥ (٣٥)

= ٤٠ × ٦٠ + ٢٥ × ٣٥

= ٢٤٠٠ + ٨٧٥ = ٣٢٧٥

وقيمة ع = ٣

، ن = ١٠٠

اذاً ش . أ للمجموعة الثانية = $\frac{٢ \text{ ع ف}}{\text{ن}^{٢} (\text{ع} - ١)}$

$$= \frac{٢ \times ٣ \times ٣٢٧٥}{١٠٠^{٢} \times (٣ - ١)}$$

$$= \frac{٦ \times ٣٢٧٥}{٢٠٠٠٠} = ٠,٩٨$$

بمقارنة شدة الاختلاف فى الحالتين ، يتضح أنها واضحة بصورة أكثر لدى المجموعة الثانية مقارنة بالمجموعة الأولى .

ملاحظة : إذا كان حجما العينتين غير متساوٍ فلا يتم إجراء كل ما سبق إلا بعد حساب النسب المئوية للتكرارات الخاصة بكل خلية .

الدلالة الإحصائية لشدة الاختلاف :

للحكم على جوهرية أو دلالة الفروق فى شدة الاختلاف ، يمكن استخدام فكرة كا^{٢} على اعتبار أن:

$$\text{كا}^{٢} = \text{مج} \frac{(\text{هـ} - \text{ق})^{٢}}{\text{ق}}$$

حيث هـ : التكرارات المشاهدة

ق : التكرارات المتوقعة

فإذا ما ثبتت دلالتها الإحصائية ، أمكننا القول : إن هناك فروقا جوهرية فى الاختلافات بين المجموعتين فى المثال السابق ، وإن المجموعة الأولى لها تشتت فى التكرارات يختلف اختلافا ذا دلالة إحصائية عن تشتت التكرارات فى المجموعة الثانية .

ومن بيانات المثال التوضيحى السابق ، يمكن استنتاج قيمة كا^{2} كما يلى :

المجموعة / نوع الجناح	أ		ب		الكلى
	مشاهد	متوقع	مشاهد	متوقع	
سرقة	٨٠	١٢٠ × ١٠٠ / ٢٠٠ = ٦٠	٤٠	١٢٠ × ١٠٠ / ٢٠٠ = ٦٠	١٢٠
جنس	٨	٣٣ × ١٠٠ / ٢٠٠ = ١٦,٥	٢٥	١٢٠ × ١٠٠ / ٢٠٠ = ١٦,٥	٣٣
مخدرات	١٢	٤٧ × ١٠٠ / ٢٠٠ = ٢٣,٥	٣٥	٤٧ × ١٠٠ / ٢٠٠ = ٢٣,٥	٤٧
مخدرات	١٠٠	١٠٠	١٠٠	١٠٠	٢٠٠

$$\text{كا}^{2} = \text{مجـ} \frac{(\text{هـ} - \text{ق})^{2}}{\text{ق}}$$ حيث : هـ المشاهد

ق المتوقع

$$\text{كا}^{2} = 2\left(\frac{(80-60)^{2}}{60} + \frac{(8-16,5)^{2}}{16,5} + \frac{(12-23,5)^{2}}{23,5}\right)$$

كا^{٢} = ٢ (٦,٦٧ + ٤,٣٨ + ٥,٦٣)

كا^{٢} = ٣٣,٣٦

وعندما يضاف درجات الحرية = (عدد الأعمدة – ١) (عدد الصفوف – ١)

= (٢ – ١) (٣ – ١)

= ٢

فإن كا^{٢} = ٥,٩٩ عند مستوى ٠,٠٥

، = ٩,٢١ عند مستوى ٠,٠١

= ١٣,٨٢ عند مستوى ٠,٠٠١

وعلى ذلك فقيمة كا^{٢} المحسوبة دالة إحصائياً عند مستوى ٠,٠٠١

ويمكن القول : إن تشتت تكرارات المجموعة الأولى يختلف اختلافا ذا دلالة إحصائية عند تشتت تكرارات المجموعة الثانية .

أما فى حالة البيانات الخاصة بمجموعة واحدة

فإن الامر يتطلب حساب قيمة ش . أ ثم حساب قيمة كا^{٢} ، أيضاً كما يتضح من معالجة بيانات الجدول التالى والخاص بالتوزيع التكرارى للمترددين على شعب حوادث المرور ومستوياتهم التعليمية .

المستوى التعليمى	أمى	ابتدائى	متوسط	ثانوى	جامعة	المجموع الكلى
التكرار	٧٠	٨٠	٦٠	٥٠	٤٠	٣٠٠

قيمة الاختلاف الفعلية ف = ٧٠ (٨٠ + ٦٠+ ٥٠ + ٤٠)

+ ٨٠ (٦٠ + ٥٠ + ٤٠)

+ ٦٠ (٥٠ + ٤٠)

+ ٥٠ (٤٠)

= ٧٠ × ٢٣٠ + ٨٠ × ١٥٠ + ٦٠ × ٩٠ + ٥٠ × ٤٠

= ٣٥٥٠٠

بما أن ع = ٥ (مستويات تعليمية) ، ن = ٣٠٠ (عدد أفراد المجموعة)

بما أن ش . أ = $\frac{٢ \text{ ع ف}}{\text{ن}^٢ (\text{ع} - ١)}$

$= \frac{٢ \times ٥ \times ٣٥٥٠٠}{٣٠٠^٢ (٥ - ١)}$

$= \frac{٣٥٥٠٠٠}{٣٠٠^٢ \times ٤}$

$= \frac{٣٥٥٠٠٠}{٣٦٠٠٠٠}$

= ٠,٩٨

ويجب علينا أن نحدد قيمة كا^٢ كمايلى :

يلاحظ أن التكرارالمتوقع لكل خلية = $\frac{٣٠٠}{٦}$ = ٦٠

ويما أن كا^٢ = مجـ $\frac{(\text{هـ} - \text{ق})^٢}{\text{ق}}$

إذاً كا^٢ = ١,٦٧ + ٦,٦٧ + صفر+ ١,٦٧ + ٦,٦٧

= ١٦,٧٨

بدرجات حرية = ٥ – ١ = ٤

نجد أن القيمة الجدولية هى ٩,٤٩ عند مستوى ٠,٠٥

أو ١٣,٢٨ عند مستوى ٠,٠١

أو ١٨,٤٧ عند مستوى ٠,٠٠١

وعلى هذا فهى قيمة دالة إحصائياً.

ويمكن استنتاج أن التشتت فى التكرارات باختلاف المستوى التعليمى جوهرى .

وفى حالة المتغيرات الرتيبة فقط ، يمكن الاستفادة من أساليب قياس التركيز لمعرفة مدى تركز المتغيرات لدى الفئات المختلفة .

فكما هو معروف توجد أساليب إحصائية لقياس التركيز Concentration وتهتم بمعرفة مدى تركزالمتغيرات لدى بعض الفئات فى وقت معين . ومن أساليب قياس التركيز منحنى لورنز Lorenz Curve ونسبة التركيزلجينى Gini Concentration Ratio.

ومنحنى لورنز يقيس مدى تركيزأو تكثيف المتغير لدى بعض الفئات ، ويحدد مقدار التركيز بالمساحة المحصورة بين منحنى لورنز ومنحنى التساوى (خط التوزيع المتساوى)

وتعتمد الفكرة على أنه إذا كانت هناك مساواة فى توزيع سمة أو حالة القلق على الأفراد مثلاً

لوجد أن : ٥ ٪ من الأفراد لديهم ٥ ٪ من القلق

١٥ ٪ من الأفراد لديهم ١٥ ٪ من القلق

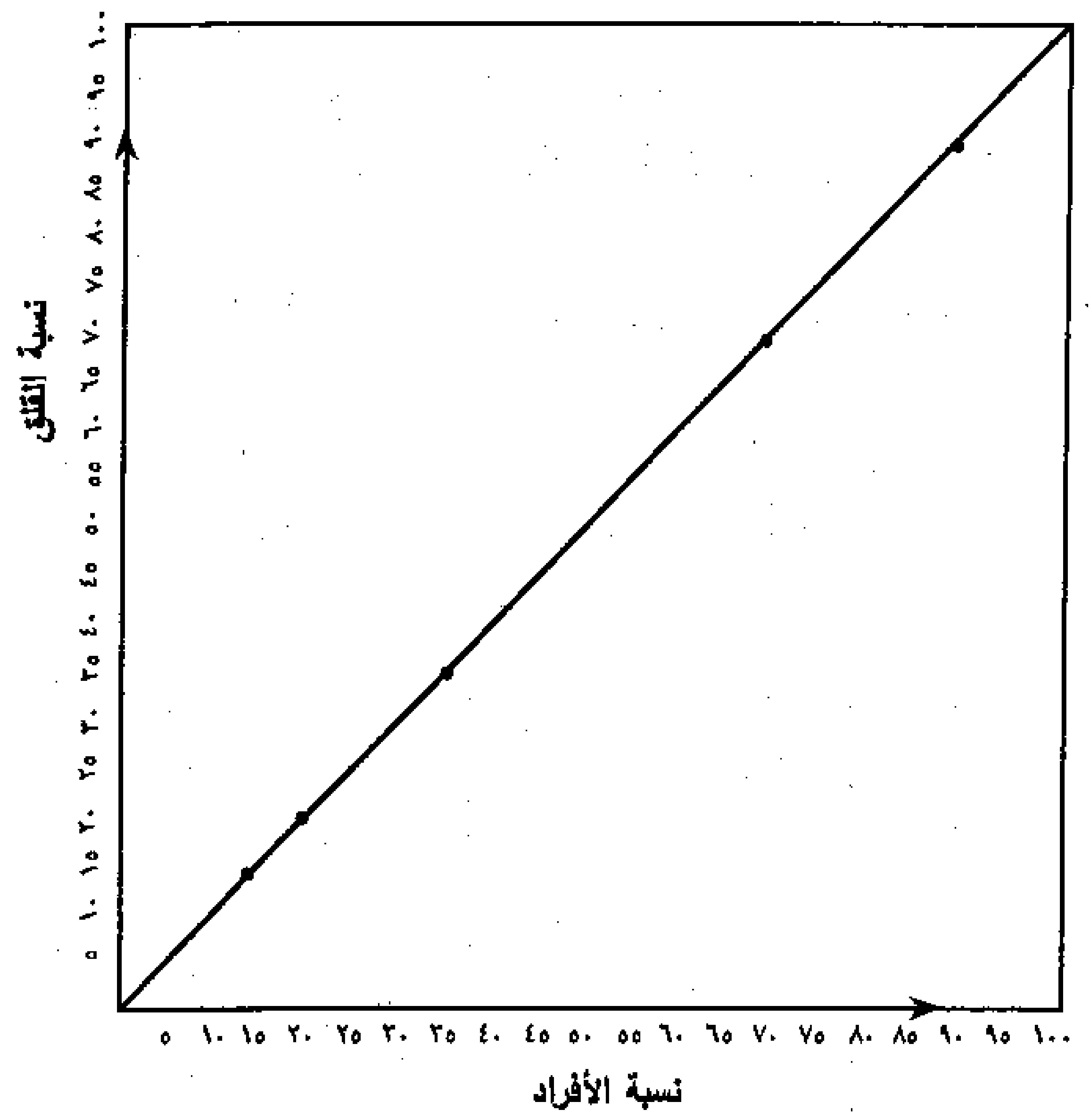
٢٠ ٪ من الأفراد لديهم ٢٠ ٪ من القلق

٣٠ ٪ من الأفراد لديهم ٣٠ ٪ من القلق

١٠٠ ٪ من الأفراد لديهم ١٠٠ ٪ من القلق

وبتمثيل العلاقة بيانيًا نجد أنها تمثل خطامستقيماً ، يطلق عليه خط التوزيع المتساوى .Line of Equal Distribution

كماهوموضح بالشكل الآتى :


نسبة القلق
٥ ١٠ ١٥ ٢٠ ٢٥ ٣٠ ٣٥ ٤٠ ٤٥ ٥٠ ٥٥ ٦٠ ٦٥ ٧٠ ٧٥ ٨٠ ٨٥ ٩٠ ٩٥ ١٠٠
٥ ١٠ ١٥ ٢٠ ٢٥ ٣٠ ٣٥ ٤٠ ٤٥ ٥٠ ٥٥ ٦٠ ٦٥ ٧٠ ٧٥ ٨٠ ٨٥ ٩٠ ٩٥ ١٠٠
نسبة الأفراد

ونادراً مانجد التوزيع بالصورة السابقة ، وهذا مايجعلنا نرسم المنحنى الفعلى مع خط التوزيع المتساوى ، ويكون الفرق للمساحة بينهماممثلا لمقدار التركيز.

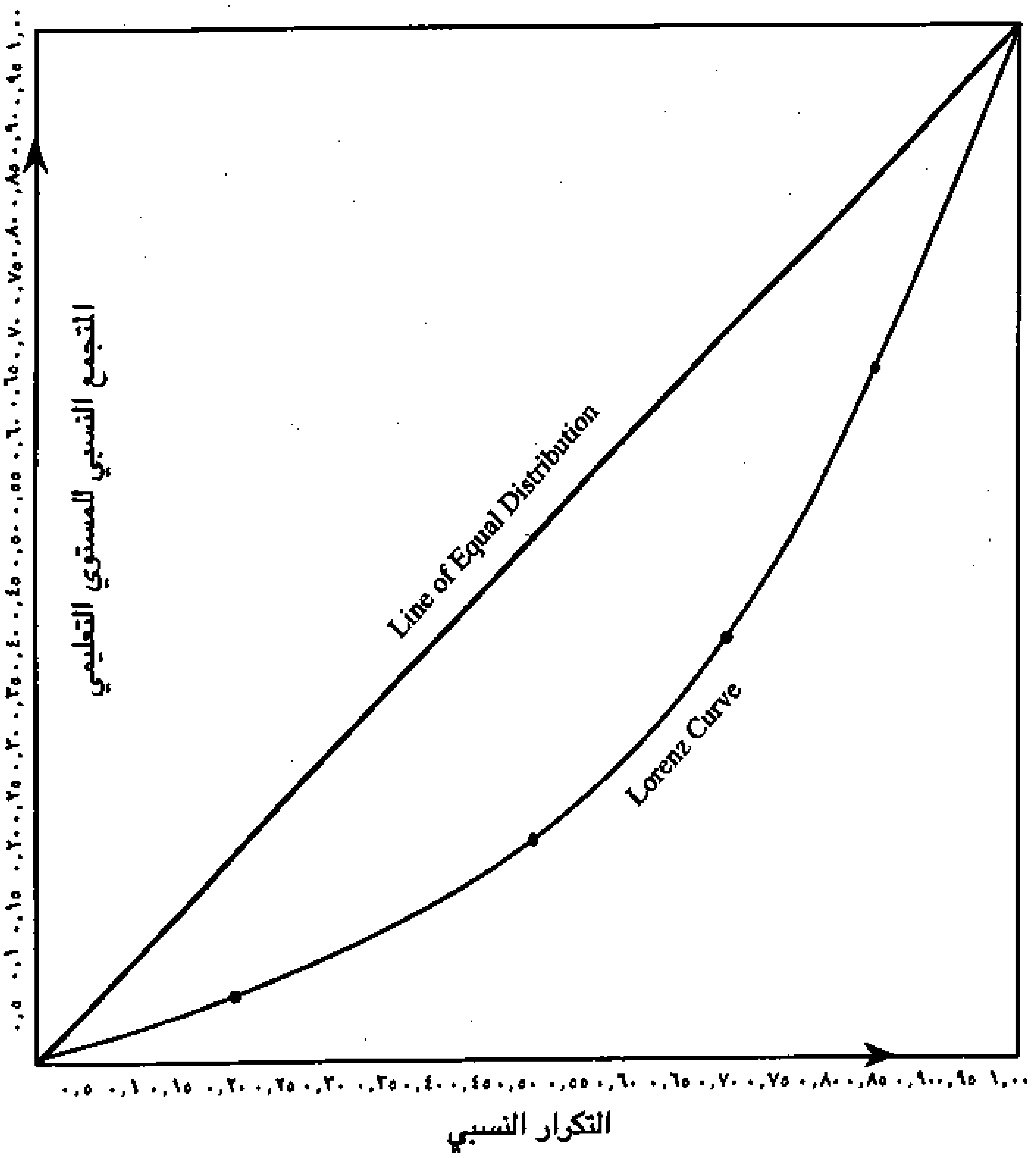
ولكن نرسم منحنى لورنز ؟

يتم ذلك بحساب التكرار المتجمع النسبى للأشخاص .

وكذلك حساب التكرار المتجمع النسبى للظاهرة (القلق) مثلاًأو المستوى التعليمى) .

وكلماكانت المساحة المحصورة بين خط التوزيع المتساوى ومنحنى لورنز كبيرة، دل ذلك على تركيزأكبرلمتغير (المستوى التعليمى) لدى بعض الفئات ،أو تركيزتقديرات الطلاب لدى بعض المجموعات ، أوتركيز الذكاء فى شريحة مميزة من الأطفال ، أو تركز الطلاب فى عدد قليل من الكليات أوالمعاهد ،كمايظهرفى المثال الموضح:

المستوى التعليمى س	التكرار ك	تكرار متجمع ك¯	متجمع المستوى التعليمى س¯	تكرار متجمع نسبى ك=	متجمع نسبى تعليمى س=
١	٧٠	٧٠	١	٠,٣٣	٠,٠٧
٢	٨٠	١٥٠	٣	٠,٥٠	٠,٢٠
٣	٦٠	٢١٠	٦	٠,٧٠	٠,٤٠
٤	٥٠	٢٦٠	١٠	٠,٨٧	٠,٦٧
٥	٤٠	٣٠٠	١٥	١,٠٠	١,٠٠



التجمع النسبي للمستوى التعليمي
Line of Equal Distribution
Lorenz Curve
التكرار النسبي

ومن أساليب قياس التركيزأسلوب جينى

فقد قام جينى بقياس المساحة المحصورة بين منحنى لورنز وخط توزيع التساوى بقانون على الصورة التالية :

$$\text{المساحة} = \text{مجـ}\ \bar{\bar{ك}}_{ر+١}\ \bar{\bar{س}}_{ر} - \text{مجـ}\ \bar{\bar{ك}}_{ر}\ \bar{\bar{س}}_{ر+١}$$

والقيمة الناتجة قياس على شكل نسبة إلى المساحة الكلية تحت خط توزيع التساوى (قطر المربع)

ومن البيانات السابقة فى المثال السابق :

التكرار المتجمع النسبي $\bar{\bar{ك}}$	المتجمع النسبى التعليمى $\bar{\bar{س}}$	$\bar{\bar{ك}}_{ر+١}\ \bar{\bar{س}}_{ر}$	$\bar{\bar{ك}}_{ر}\ \bar{\bar{س}}_{ر+١}$
٠,٢٣	٠,٠٧	٠,٠٤	٠,٠٥
٠,٥٠	٠,٢٠	٠,١٤	٠,٢٠
٠,٧٠	٠,٤٠	٠,٣٥	٠,٤٧
٠,٨٧	٠,٦٧	٠,٦٧	٠,٨٧
١,٠٠	١,٠٠		
		مجـ $\bar{\bar{ك}}_{ر+١}\ \bar{\bar{س}}_{ر}$ = ١,٢	مجـ $\bar{\bar{ك}}_{ر}\ \bar{\bar{س}}_{ر+١}$ ١,٥٩

إذاً $\text{المساحة} = \text{مجـ}\ \bar{\bar{ك}}_{ر+١}\ \bar{\bar{س}}_{ر} - \text{مجـ}\ \bar{\bar{ك}}_{ر}\ \bar{\bar{س}}_{ر+١}$

= ١,٥٩ − ١,٢٠

= ٠,٣٩

أى إن نسبة جينى للتركيز= ٠,٣٩

ويمكن إجمال نتائج المثال الخاص بالمستوى التعليمى فى الصورة التالية :

نسبة التركيز = ٠,٣٩

التشتت = ٠,٩٥

مستوى الدلالة = ٠,٠١

وعلى ذلك فإنه يمكن حساب نسبة التركيز لمجموعة من البيانات المرتبة وتشتتها وجوهرية هذا التشتت ، فإذا اتضح وجود قيمة للتشتت الكيفى ثبتت دلالتها الاحصائية فإن ذلك يعنى لنا التحدث عن الاختلاف بمستوى معين من الثقة ويلزم الأمر عند ذلك التوصل إلى نسبة التركيز لجيني وذلك فى البيانات الرتبية فقط ، كما سبق الاشارة إليه والتى يمكن أن يأخذها المتغير مثل المستوى التعليمى ، وحجم الأسرة والترتيب الميلادى والمستويات الاقتصادية أو الاجتماعية أو الثقافية ... الخ .

ومثلما نحسب المتوسط والانحراف المعيارى لبيانات كمية يمكننا حساب نسبة التركيز والتشتت الكيفى للبيانات الكيفية .

الملاحـــــق

ملحق (١)

جدول ارتفاعات ومساحات المنحنى الاعتدالى الصغرى والكبرى

الدرجة المعيارية	المساحة الصغرى	المساحة الكبرى	الارتفاع ط	الدرجة المعيارية	المساحة الصغرى	المساحة الكبرى	الارتفاع ط
٠,٠٠	,٥٠٠٠	,٥٠٠٠	,٣٩٨٩	١,٧٠	,٠٤٤٦	,٩٥٥٤	,٠٩٤٠
٠,٠٥	,٤٨٠١	,٥١٩٩	,٣٩٨٤	١,٧٥	,٠٤٠١	,٩٥٩٩	,٠٨٦٣
٠,١٠	,٤٦٠٢	,٥٣٩٨	,٣٩٧٠	١,٨٠	,٠٣٥٩	,٩٦٤١	,٠٧٩٠
٠,١٥	,٤٤٠٤	,٥٥٩٦	,٣٩٤٥	١,٨٥	,٠٣٢٢	,٩٦٧٨	,٠٧٢١
٠,٢٠	,٤٢٠٧	,٥٧٩٣	,٣٩١٠	١,٩٠	,٠٢٨٧	,٩٧١٣	,٠٦٥٦
٠,٢٥	,٤٠١٢	,٥٩٨٧	,٣٨٦٧	١,٩٥	,٠٢٥٦	,٩٧٤٤	,٠٥٩٦
٠,٣٠	,٣٨٢١	,٦١٧٩	,٣٨١٤	٢,٠٠	,٠٢٢٨	,٩٧٧٢	,٠٥٤٥
٠,٣٥	,٣٦٣٢	,٦٣٦٨	,٣٧٥٢	٢,٠٥	,٠٢٠٢	,٩٧٩٨	,٠٤٨٨
٠,٤٠	,٣٤٤٦	,٦٥٥٤	,٣٦٨٣	٢,١٠	,٠١٧٩	,٩٨٢١	,٠٤٤٠
٠,٤٥	,٣٢٦٤	,٦٧٣٦	,٣٦٠٥	٢,١٥	,٠١٥٨	,٩٨٤٢	,٠٣٩٥
٠,٥٠	,٣٠٨٥	,٦٩١٥	,٣٥٢١	٢,٢٠	,٠١٣٩	,٩٨٦١	,٠٧٥٥
٠,٥٥	,٢٩١٢	,٧٠٨٨	,٣٤٢٩	٢,٢٥	,٠١٢٢	,٩٨٧٨	,٠٣١٧
٠,٦٠	,٢٧٤٣	,٧٢٥٧	,٣٣٣٢	٢,٣٠	,٠١٠٧	,٩٨٩٣	,٠٢٨٣
٠,٦٥	,٢٥٧٨	,٧٤٢٢	,٣٢٣٠	٢,٣٥	,٠٠٩٤	,٩٩٠٦	,٠٢٥٢
٠,٧٠	,٢٤٢٠	.٧٥٨٠	,٣١٢٧	٢,٤٠	,٠٠٨٢	,٩٩١٨	,٠٢٢٤
٠,٧٥	,٢٢٦٦	,٧٧٣٤	,٤٠١١	٢,٤٥	,٠٠٧١	,٩٩٢٩	,٠١٩٨
٠,٨٠	,٢١١٩	,٧٨٨١	,٢٨٩٧	٢,٥٠	,٠٠٦٢	,٩٩٣٨	,٠١٧٥
٠,٨٥	,١٩٧٧	,٨٠٢٣	,٢٧٨٠	٢,٥٥	,٠٠٥٤	,٩٦٤٦	,٠١٥٤
٠,٩٠	,١٨٤١	,٨١٥٩	,٢٦٦١	٢,٦٠	,٠٠٤٧	,٩٩٥٣	,١٠٣٦
٠,٩٥	,١٧١١	,٨٢٨٩	,٢٥٤١	٢,٦٥	,٠٠٤٠	,٩٩٦٠	,٠٢١٩
١,٠٠	,١٥٨٧	,٨٤١٣	,٢٤٢٠	٢,٧٠	,٠٠٣٥	,٩٩٦٥	,٠١٠٤
١,٠٥	,١٤٦٩	,٨٥٣١	,٢٢٩٩	٢,٨٠	,٠٠٢٦	,٩٩٧٤	,٠٠٧٩
١,١٠	,١٣٥٧	,٩٦٤٣	,٢١٧٩	٢,٩٠	,٠٠١٩	,٩٩٨١	,٠٠٦٠
١,١٥	,١٢٥١	,٨٧٤٩	,٢٠٥٩	٣,٠٠	,٠٠١٣٥	,٩٩٨٦٥	,٠٠٤٤
١,٢٠	,١١٥١	,٨٨٤٩	,١٩٤٢	٣,١٠	,٠٠٠٩٧	,٩٩٠٣	,٠٠٣٣
١,٢٥	,١١٥٦	,٨٩٤٤	,١٨٢٦	٣,٢٠	,٠٠٠٦٩	,٩٩٩٣١	,٠٠٢٤
١,٣٠	,٠٩٦٨	,٩٠٣٢	,١٧٤١	٣,٤٠	,٠٠٠٣٤	,٩٩٩٦٦	,٠٠١٢
١,٣٥	,٠٨٨٥	,٩١١٥	,١٦٠٤	٣,٦٠	,٠٠٠١٦	,٩٩٩٨٤	,٠٠٠٦
١,٤٠	,٠٨٠٨	,٩١٩٢	,١٤٩٧	٣,٨٠	,٠٠٠٠٧	,٩٩٩٩٣	,٠٠٠٣
١,٤٥	,٠٧٣٥	,٩٣٦٥	,١٣٩٤	٤,٠٠	,٠٠٠٣١٧	,٩٩٩٦٨٣	,٠٠٠١
١,٥٠	,٠٦٦٨	,٩٢٣٢	,١٢٩٥	٤,٥٠	,٠٠٠٠٣٤	,٩٩٩٩٦٦	,٠٠٠٠١٥
١,٥٥	,٠٦٠٦	,٩٣٩٤	,١٢٠٠	٥,٠٠	,٠٠٠٠٠٣	,٩٩٩٩٩٧	,٠٠٠٠٠١٦
١,٦٠	,٠٥٤٨	,٩٤٥٢	,١١٠٩	٦,٠٠	,٠٠٠٠٠٠٠٠١	,٩٩٩٩٩٩٩٩٩	,٠٠٠٠٠٠٠٠٦
١,٦٥	,٠٤٩٥	,٩٥٠٥	,١٠٢٣				

ملحق (٢) القيم الحرجة لعدد التجمعات (التلاحقات) فى اختبار العشوائية لوالد- وولف وتز عند مستوى دلالة ٠,٠٥ للطرفين

ن١ \ ن٢	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١١	١٢	١٣	١٤	١٥	١٦	١٧	١٨	١٩	٢٠
٢	١	١	١	١	١	١	١	١	١	٢	٢	٢	٢	٢	٢	٢	٢	٢	٢
	٦	٦	٦	٦	٦	٦	٦	٦	٦	٦	٦	٦	٦	٦	٦	٦	٦	٦	٦
٣	١	١	١	١	٢	٢	٢	٢	٢	٢	٢	٢	٢	٣	٣	٣	٣	٣	٣
	٦	٨	٨	٨	٨	٨	٨	٨	٨	٨	٨	٨	٨	٨	٨	٨	٨	٨	٨
٤	١	١	١	٢	٢	٢	٣	٣	٣	٣	٣	٣	٣	٣	٤	٤	٤	٤	٤
	٦	٨	٩	٩	٩	١٠	١٠	١٠	١٠	١٠	١٠	١٠	١٠	١٠	١٠	١٠	١٠	١٠	١٠
٥	١	١	٢	٢	٣	٣	٣	٣	٣	٤	٤	٤	٤	٤	٤	٤	٥	٥	٥
	٦	٨	٩	١٠	١٠	١١	١١	١٢	١٢	١٢	١٢	١٢	١٢	١٢	١٢	١٢	١٢	١٢	١٢
٦	١	٢	٢	٣	٣	٣	٣	٤	٤	٤	٤	٥	٥	٥	٥	٥	٥	٦	٦
	٦	٨	٩	١٠	١١	١٢	١٢	١٣	١٣	١٣	١٣	١٤	١٤	١٤	١٤	١٤	١٤	١٤	١٤
٧	١	٢	٢	٣	٣	٣	٤	٤	٥	٥	٥	٥	٥	٦	٦	٦	٦	٦	٦
	٦	٨	١٠	١١	١٢	١٢	١٣	١٤	١٤	١٤	١٤	١٥	١٥	١٥	١٦	١٦	١٦	١٦	١٦
٨	١	٢	٣	٣	٤	٤	٥	٥	٥	٥	٦	٦	٦	٦	٦	٧	٧	٧	٧
	٦	٨	١٠	١١	١٢	١٣	١٤	١٤	١٥	١٥	١٦	١٦	١٦	١٦	١٧	١٧	١٧	١٧	١٧
٩	١	٢	٣	٣	٤	٤	٥	٥	٥	٦	٦	٦	٧	٧	٧	٧	٨	٨	٨
	٦	٨	١٠	١٢	١٣	١٤	١٤	١٥	١٦	١٦	١٦	١٧	١٧	١٨	١٨	١٨	١٨	١٨	١٨
١٠	١	٢	٣	٣	٤	٥	٥	٥	٦	٦	٧	٧	٧	٧	٨	٨	٨	٨	٩
	٦	٨	١٠	١٢	١٣	١٤	١٥	١٦	١٦	١٧	١٧	١٨	١٨	١٨	١٩	١٩	١٩	٢٠	٢٠
١١	١	٢	٣	٤	٤	٥	٥	٦	٦	٧	٧	٧	٨	٨	٨	٩	٩	٩	٩
	٦	٨	١٠	١٢	١٣	١٤	١٥	١٦	١٧	١٧	١٨	١٩	١٩	١٩	٢٠	٢٠	٢٠	٢١	٢١
١٢	٢	٢	٣	٤	٤	٥	٦	٦	٧	٧	٧	٨	٨	٨	٩	٩	٩	١٠	١٠
	٦	٨	١٠	١٢	١٣	١٤	١٦	١٦	١٧	١٨	١٩	١٩	٢٠	٢٠	٢١	٢١	٢١	٢٢	٢٢

ملحق (٢) القيم الحرجة لعدد التجمعات (التلاحقات) فى اختبار العشوائية لوالد– وولف وتز عند مستوى دلالة ٠,٠٥ للطرفين

١٣	٢	٢	٣	٤	٥	٥	٦	٦	٧	٧	٨	٨	٩	٩	٩	١٠	١٠	١٠	١٠
	٦	٨	١٠	١٢	١٤	١٥	١٦	١٧	١٨	١٩	١٩	٢٠	٢٠	٢١	٢١	٢٢	٢٢	٢٣	٢٣
١٤	٢	٢	٣	٤	٥	٥	٦	٧	٧	٨	٨	٩	٩	٩	١٠	١٠	١٠	١١	١١
	٦	٨	١٠	١٢	١٤	١٥	١٦	١٧	١٨	١٩	٢٠	٢٠	٢١	٢٢	٢٢	٢٣	٢٣	٢٣	٢٤
١٥	٢	٣	٣	٤	٥	٦	٦	٧	٧	٨	٨	٩	٩	١٠	١٠	١١	١١	١١	١٢
	٦	٨	١٠	١٢	١٤	١٥	١٦	١٨	١٨	١٩	٢٠	٢١	٢٢	٢٢	٢٣	٢٣	٢٤	٢٤	٢٥
١٦	٢	٣	٤	٤	٥	٦	٦	٧	٨	٨	٩	٩	١٠	١١	١١	١١	١١	١٢	١٢
	٦	٨	١٠	١٢	١٤	١٦	١٧	١٨	١٩	٢٠	٢١	٢١	٢٢	٢٣	٢٣	٢٤	٢٥	٢٥	٢٥
١٧	٢	٣	٤	٤	٥	٦	٧	٧	٨	٩	٩	١٠	١٠	١١	١١	١١	١٢	١٢	١٣
	٦	٨	١٠	١٢	١٤	١٦	١٧	١٨	١٩	٢٠	٢١	٢٢	٢٣	٢٤	٢٤	٢٥	٢٥	٢٦	٢٦
١٨	٢	٣	٤	٥	٥	٦	٧	٨	٨	٩	٩	١٠	١٠	١١	١١	١٢	١٢	١٣	١٣
	٦	٨	١٠	١٢	١٤	١٦	١٧	١٨	١٩	٢٠	٢١	٢٢	٢٣	٢٤	٢٥	٢٥	٢٦	٢٦	٢٧
١٩	٢	٣	٤	٥	٦	٦	٧	٨	٨	٩	١٠	١٠	١١	١١	١٢	١٢	١٣	١٣	١٣
	١	٨	١٠	١٢	١٤	١٦	١٧	١٨	٢٠	٢١	٢٢	٢٣	٢٣	٢٤	٢٥	٢٦	٢٦	٢٧	٢٧
٢٠	٢	٣	٤	٥	٦	٦	٧	٨	٩	٩	١٠	١٠	١١	١٢	١٢	١٣	١٣	١٣	١٤
	٦	٨	١٠	١٢	١٤	١٦	١٧	١٨	٢٠	٢١	٢٢	٢٣	٢٤	٢٥	٢٥	٢٦	٢٧	٢٧	٢٨

ملحق (٣)

القيم الحرجة لمعامل ارتباط سبيرمان للرتب

ن	إختبار ذو النهاية الواحدة			
	٠,٠٥	٠,٠٢٥	٠,٠١	٠,٠٠٥
	إختبار ذو النهايتين			
	٠,١٠	٠,٠٥	٠,٠٢	٠,٠١
٥	٠,٩٠٠	٠,٩٧٠	١,٠٠	١,٠٠
٦	٠,٨٢٩	٠,٨٨٦	٠,٩٤٣	١,٠٠
٧	٠,٧١٤	٠,٧٨٦	٠,٨٩٣	١,٠٠
٨	٠,٦٤٣	٠,٧٣٨	٠,٨٣٣	٠,٨٨١
٩	٠,٦٠٠	٠,٦٨٣	٠,٧٨٣	٠,٨٣٣
١٠	٠,٥٦٤	٠,٦٤٨	٠,٧٤٥	٠,٨١٨
١١	٠,٥٢٣	٠,٦٢٣	٠,٧٣٦	٠,٧٩٤
١٢	٠,٤٩٧	٠,٥٩١	٠,٧٠٣	٠,٧٨٠
١٣	٠,٤٧٥	٠,٥٦٦	٠,٦٧٣	٠,٧٤٥
١٤	٠,٤٥٧	٠,٥٤٥	٠,٦٤٦	٠,٧١٦
١٥	٠,٤٤١	٠,٥٢٥	٠,٦٢٣	٠,٦٨٩
١٦	٠,٤٢٥	٠,٥٠٧	٠,٦٠١	٠,٦٦٦
١٧	٠,٤١٢	٠,٤٩٠	٠,٥٨٢	٠,٦٥٤
١٨	٠,٣٩٩	٠,٤٧٦	٠,٥٦٤	٠,٦٢٥
١٩	٠,٣٨٨	٠,٤٦٢	٠,٥٤٩	٠,٦٠٨
٢٠	٠,٣٧٧	٠,٤٥٠	٠,٥٣٤	٠,٥٩١
٢١	٠,٣٦٨	٠,٤٣٨	٠,٥٢١	٠,٥٧٦
٢٢	٠,٣٥٩	٠,٤٢٨	٠,٥٠٨	٠,٥٦٢
٢٣	٠,٣٥١	٠,٤١٨	٠,٤٩٦	٠,٥٤٩
٢٤	٠,٣٤٣	٠,٤٠٩	٠,٤٨٥	٠,٥٣٧
٢٥	٠,٣٣٦	٠,٤٠٠	٠,٤٧٥	٠,٥٢٦
٢٦	٠,٣٢٩	٠,٣٩٢	٠,٤٦٥	٠,٥١٥
٢٧	٠,٣٢٣	٠,٣٨٥	٠,٤٥٦	٠,٥٠٥
٢٨	٠,٣١٧	٠,٣٧٧	٠,٤٤٨	٠,٤٩٦
٢٩	٠,٣١١	٠,٣٧٠	٠,٤٤٠	٠,٤٨٧
٣٠	٠,٣٠٥	٠,٣٦٤	٠,٤٣٢	٠,٤٧٨

ملحق (٤)

قيم مربع كاى (كا٢)

د. ح	٠,٠٥	٠,٠١	٠,٠٠١
١	٣,٨٤	٦,٦٤	١٠,٨٣
٢	٥,٩٩	٩,٢١	١٣,٨٢
٣	٧,٨٢	١١,٣٤	٢٦,٢٧
٤	٩,٤٩	١٣,٢٨	١٨,٤٦
٥	١١,٠٧	١٥,٠٩	٢٠,٥٢
٦	١٢,٥٩	١٦,٨١	٢٢,٤٦
٧	١٤,٠٧	١٨,٤٨	٢٤,٣٢
٨	١٥,٥١	٢٠,٠٩	٢٦,١٢
٩	١٥,٩٢	٢١,٦٧	٢٧,٨٨
١٠	١٨,٣١	٢٣,٢١	٢٩,٥٩
١١	١٩,٦٨	٢٤,٧٢	٣١,٢٦
١٢	٢١,٠٣	٢٦,٢٢	٣٢,٩١
١٣	٢٢,٣٦	٢٧,٦٩	٣٤,٥٣
١٤	٢٣,٦٨	٢٩,١٤	٣٦,١٢
١٥	٢٥,٠٠	٣٠,٥٨	٣٧,٧٠
١٦	٢٦,٣٠	٣٢,٠٠	٣٩,٢٩
١٧	٢٧,٥٩	٣٣,٤١	٤٠,٧٥
١٨	٢٨,٨٧	٣٤,٨٠	٤٢,٣١
١٩	٣٠,١٤	٣٦,١٩	٤٣,٨٢
٢٠	٣١,٤١	٣٧,٥٧	٤٥,٣٢
٢١	٣٢,٦٧	٣٨,٩٣	٤٦,٨٠
٢٢	٣٣,٩٢	٤٠,٢٩	٤٨,٢٧
٢٣	٣٥,١٤	٤١,٦٤	٤٩,٧٣
٢٤	٣٦,٤٢	٤٢,٩٨	٥١,١٨
٢٥	٤٧,٦٥	٤٤,٣١	٥٢,٦٢
٢٦	٣٨,٨٨	٤٥,٦٤	٥٤,٠٥
٢٧	٤٠,١١	٤٦,٩٦	٥٥,٤٨
٢٨	٤١,٣٤	٤٨,٢٨	٥٦,٨٩
٢٩	٤٢,٥٦	٤٩,٥٩	٥٨,٣٠
٣٠	٤٣,٧٧	٥٠,٨٩	٥٩,٧٠

ملحق (٥)

المساحات تحت المنحنى الطبيعى المعيارى

د	المساحة	الارتفاع	د	المساحة	الارتفاع
٠,٠٠	٠,٠٠٠٠	٠,٣٩٨٩			
٠,٠١	٠,٠٠٤٠	٠,٣٩٨٩	٠,٢٦	٠,١٠٢٦	٠,٣٨٥٧
٠,٠٢	٠,٠٠٨٠	٠,٣٩٨٩	٠,٢٧	٠,١٠٦٤	٠,٣٨٤٧
٠,٠٣	٠,٠١٢٠	٠,٣٩٨٨	٠,٢٨	٠,١١٠٣	٠,٣٨٣٦
٠,٠٤	٠,٠١٦٠	٠,٣٩٨٦	٠,٢٩	٠,١١٤١	٠,٣٨٢٥
٠,٠٥	٠,٠١٩٩	٠,٣٩٨٤	٠,٣٠	٠,١١٧٩	٠,٣٨١٤
٠,٠٦	٠,٠٢٣٩	٠,٣٩٨٢	٠,٣١	٠,١٢١٧	٠,٣٨٠٢
٠,٠٧	٠,٠٢٧٩	٠,٣٩٨٠	٠,٣٢	٠,١٢٥٥	٠,٣٧٩٠
٠,٠٨	٠,٠٣١٩	٠,٣٩٧٧	٠,٣٣	٠,١٢٩٣	٠,٣٧٧٨
٠,٠٩	٠,٠٣٥٩	٠,٣٩٧٣	٠,٣٤	٠,١٣٣١	٠,٣٧٦٥
٠,١٠	٠,٠٣٩٨	٠,٣٩٧٠	٠,٣٥	٠,١٣٦٨	٠,٣٧٥٢
٠,١١	٠,٠٤٣٨	٠,٣٩٦٥	٠,٣٦	٠,١٤٠٦	٠,٣٧٣٩
٠,١٢	٠,٠٤٧٨	٠,٣٩٦١	٠,٣٧	٠,١٤٤٣	٠,٣٧٢٥
٠,١٣	٠,٠٥١٧	٠,٣٩٥٦	٠,٣٨	٠,١٤٨٠	٠,٣٧١٢
٠,١٤	٠,٠٥٥٧	٠,٣٩٥١	٠,٣٩	٠,١٥١٧	٠,٣٦٩٧
٠,١٥	٠,٠٥٩٦	٠,٣٩٤٥	٠,٤٠	٠,١٥٥٤	٠,٣٦٨٣
٠,١٦	٠,٠٦٣٦	٠,٣٩٣٩	٠,٤١	٠,١٥٩١	٠,٣٦٦٨
٠,١٧	٠,٠٦٧٥	٠,٣٩٣٢	٠,٤٢	٠,١٦٢٨	٠,٣٦٥٣
٠,١٨	٠,٠٧١٤	٠,٣٩٢٥	٠,٤٣	٠,١٦٦٤	٠,٣٦٣٧
٠,١٩	٠,٠٧٥٤	٠,٣٩١٨	٠,٤٤	٠,١٧٠٠	٠,٣٦٢١
٠,٢٠	٠,٠٧٩٣	٠,٣٩١٠	٠,٤٥	٠,١٧٣٦	٠,٣٦٠٥
٠,٢١	٠,٠٨٣٢	٠,٣٩٠٢	٠,٤٦	٠,١٧٧٢	٠,٣٥٨٩
٠,٢٢	٠,٠٨٧١	٠,٣٨٩٤	٠,٤٧	٠,١٨٠٨	٠,٣٥٧٢
٠,٢٣	٠,٠٩١٠	٠,٣٨٨٥	٠,٤٨	٠,١٨٤٤	٠,٣٥٥٥
٠,٢٤	٠,٠٩٤٨	٠,٣٨٧٦	٠,٤٩	٠,١٨٧٩	٠,٣٥٣٨
٠,٢٥	٠,٠٩٨٧	٠,٣٨٦٧	٠,٥٠	٠,١٩١٥	٠,٣٥٢١

تابع : ملحق (٥)
المساحات تحت المنحنى الطبيعى المعيارى

د	المساحة	الارتفاع	د	المساحة	الارتفاع
٠,٥١	٠,١٩٥٠	٠,٣٥٠٣	٠,٧٦	٠,٣٧٦٤	٠,٢٩٨٩
٠,٥٢	٠,١٩٨٥	٠,٣٤٨٥	٠,٧٧	٠,٢٧٩٤	٠,٢٩٦٦
٠,٥٣	٠,٢٠٢٠	٠,٣٤٦٠	٠,٧٨	٠,٢٨٢٣	٠,٣٩٤٣
٠,٥٤	٠,٢٠٥٤	٠,٣٤٤٨	٠,٧٩	٠,٢٨٥٢	٠,٢٩٢٠
٠,٥٥	٠,٢٠٨٨	٠,٣٤٢٩	٠,٨٠	٠,٢٨٨١	٠,٢٨٩٧
٠,٥٦	٠,٢١٢٣	٠,٣٤١٠	٠,٨١	٠,٢٩١٠	٠,٢٨٧٤
٠,٥٧	٠,٢١٥٧	٠,٣٣٩١	٠,٨٢	٠,٢٩٣٩	٠,٢٨٥٠
٠,٥٨	٠,٢١٩٠	٠,٣٣٧٢	٠,٨٣	٠,٢٩٦٧	٠,٢٨٢٧
٠,٥٩	٠,٢٢٢٤	٠,٣٣٥٢	٠,٨٤	٠,٢٩٩٥	٠,٢٨٠٣
٠,٦٠	٠,٢٢٥٧	٠,٣٣٣٢	٠,٨٥	٠,٣٠٢٣	٠,٢٧٨٠
٠,٦١	٠,٢٢٩١	٠,٣٣١٢	٠,٨٦	٠,٣٠٥١	٠,٢٧٥٦
٠,٦٢	٠,٢٣٢٤	٠,٣٢٩٢	٠,٨٧	٠,٣٠٧٨	٠,٢٧٣٢
٠,٦٣	٠,٢٣٥٧	٠,٣٢٧١	٠,٨٨	٠,٣١٠٦	٠,٢٧٠٩
٠,٦٤	٠,٢٣٨٩	٠,٣٢٥١	٠,٨٩	٠,٣١٣٣	٠,٢٦٨٥
٠,٦٥	٠,٢٤٢٢	٠,٣٢٣٠	٠,٩٠	٠,٣١٥٩	٠,٢٦٦١
٠,٦٦	٠,٢٤٥٤	٠,٣٢٠٩	٠,٩١	٠,٣١٨٦	٠,٢٦٣٧
٠,٦٧	٠,٢٤٨٦	٠,٣١٨٧	٠,٩٢	٠,٣٢١٢	٠,٢٦١٣
٠,٦٨	٠,٢٥١٧	٠,٣١٦٦	٠,٩٣	٠,٣٢٣٨	٠,٢٥٨٩
٠,٦٩	٠,٢٥٤٩	٠,٣١٤٤	٠,٩٤	٠,٣٢٦٤	٠,٢٥٦٥
٠,٧٠	٠,٢٥٨٠	٠,٣١٢٣	٠,٩٥	٠,٣٢٨٩	٠,٢٥٤١
٠,٧١	٠,٢٦١١	٠,٣١٠١	٠,٩٦	٠,٣٣١٥	٠,٢٥١٦
٠,٧٢	٠,٢٦٤٢	٠,٣٠٧٩	٠,٩٧	٠,٣٣٤٠	٠,٢٤٩٢
٠,٧٣	٠,٢٦٧٣	٠,٣٠٥٦	٠,٩٨	٠,٣٣٦٥	٠,٢٤٦٨
٠,٧٤	٠,٢٧٠٣	٠,٧٠٢٤	٠,٩٩	٠,٣٣٨٩	٠,٢٤٤٤
٠,٧٥	٠,٢٧٣٤	٠,٣٠١١	١,٠٠	٠,٣٤١٣	٠,٢٤٢٠

تابع : ملحق (٥)

المساحات تحت المنحنى الطبيعى المعيارى

د	المساحة	الارتفاع	د	المساحة	الارتفاع
١,٠١	٠,٣٤٣٨	٠,٢٣٩٦	١,٢٦	٠,٣٩٦٢	٠,١٨٠٤
١,٠٢	٠,٣٤٦١	٠,٢٣٧١	١,٢٧	٠,٣٩٨٠	٠,١٧٨١
١,٠٣	٠,٣٤٨٥	٠,٢٣٤٧	١,٢٨	٠,٣٩٩٧	٠,١٧٥٨
١,٠٤	٠,٣٥٠٨	٠,٢٣٢٣	١,٢٩	٠,٤٠١٥	٠,١٧١٤
١,٠٥	٠,٣٥٣١	٠,٢٢٩٩	١,٣٠	٠,٤٠٣٢	٠,١٦١٤
١,٠٦	٠,٣٥٥٤	٠,٢٢٧٥	١,٣١	٠,٤٠٤٩	٠,١٦٩١
١,٠٧	٠,٣٥٧٧	٠,٢٢٥١	١,٣٢	٠,٤٠٦٦	٠,١٦٦٩
١,٠٨	٠,٣٥٩٩	٠,٢٢٢٧	١,٣٣	٠,٤٠٨٢	٠,١٦٤٧
١,٠٩	٠,٣٦٢١	٠,٢٢٠٣	١,٣٤	٠,٤٠٩٩	٠,١٦٢٦
١,١٠	٠,٣٦٤٣	٠,٢١٧٩	١,٣٥	٠,٤١١٥	٠,١٦٠٤
١,١١	٠,٣٦٦٥	٠,٢١٥٥	١,٣٦	٠,٤١٣١	٠,١٥٨٢
١,١٢	٠,٣٦٨٦	٠,٢١٣١	١,٣٧	٠,٤١٤٧	٠,١٥٦١
١,١٣	٠,٣٧٠٨	٠,٢١٠٧	١,٣٨	٠,١٤٦٢	٠,١٥٣٩
١,١٤	٠,٣٧٢٩	٠,٢٠٨٣	١,٣٩	٠,٤١٧٧	٠,١٥١٨
١,١٥	٠,٣٧٤٩	٠,٢٠٥٩	١,٤٠	٠,٤١٩٢	٠,١٤٩٧
١,١٦	٠,٣٧٧٠	٠,٢٠٣٦	١,٤١	٠,٤٢٠٧	٠,١٤٧٦
١,١٧	٠,٣٧٩٠	٠,٢٠١٢	١,٤٢	٠,٤٢٢٢	٠,١٤٥٦
١,١٨	٠,٣٨١٠	٠,١٩٨٩	١,٤٣	٠,٤٢٣٦	٠,١٤٣٥
١,١٩	٠,٣٨٣٠	٠,١٩٦٥	١,٤٤	٠,٤٢٥١	٠,١٤١٥
١,٢٠	٠,٣٨٦٩	٠,١٩٤٢	١,٤٥	٠,٤٢٦٥	٠,١٣٩٤
١,٢١	٠,٣٨٦٩	٠,١٩١٩	١,٤٦	٠,٤٢٧٩	٠,١٣٧٤
١,٢٢	٠,٣٨٨٨	٠,١٨٩٥	١,٤٧	٠,٤٢٩٢	٠,١٣٥٤
١,٢٣	٠,٣٩٠٧	٠,١٨٧٢	١,٤٨	٠,٤٣٠٦	٠,١٣٣٤
١,٢٤	٠,٣٩٢٥	٠,١٨٤٩	١,٤٩	٠,٤٣١٩	٠,١٣١٥
١,٢٥	٠,٣٩٤٤	٠,١٨٢٦	١,٥٠	٠,٤٣٣٢	٠,١٢٩٢

تابع : ملحق (٥)

المساحات تحت المنحنى الطبيعي المعياري

د	المساحة	الارتفاع	د	المساحة	الارتفاع
١,٥١	٠,٤٣٤٥	٠,١٢٧٦	١,٧٦	٠,٤٦٠٨	٠,٠٨٤٨
١,٥٢	٠,٤٣٥٧	٠,١٢٥٧	١,٧٧	٠,٤٦١٦	٠,٠٨٣٣
١,٥٣	٠,٤٣٧٠	٠,١٢٣٨	١,٧٨	٠,٤٦٢٥	٠,٠٨١٨
١,٥٤	٠,٤٣٨٢	٠,٢١٩٠	١,٧٩	٠,٤٦٣٣	٠,٠٨٠٤
١,٥٥	٠,٤٣٩٤	٠,١٢٠٠	١,٨٠	٠,٤٦٤١	٠,٠٧٩٠
١,٥٦	٠,٤٤٠٦	٠,١١٨٢	١,٨١	٠,٤٦٤٩	٠,٠٧٧٥
١,٥٧	٠,٤٤١٨	٠,١١٦٣	١,٨٢	٠,٤٦٥٦	٠,٠٧٦١
١,٥٨	٠,٤٤٢٩	٠,١١٤٥٠	١,٨٣	٠,٤٦٦٤	٠,٠٧٤٨
١,٥٩	٠,٤٤٤١	٠,١١٢٧	١,٨٤	٠,٤٦٧١	٠,٠٧٣٤
١,٦٠	٠,٤٤٥٢	٠,١١٠٩	١,٨٥	٠,٤٦٧٨	٠,٠٧٢١
١,٦١	٠,٤٤٦٣	٠,١٠٩٢	١,٨٦	٠,٤٦٨٦	٠,٠٧٠٧
١,٦٢	٠,١١٧٤	٠,١٠٧٤	١,٨٧	٠,٤٦٩٣	٠,٠٦٩٤
١,٦٣	٠,٤٤٨٤	٠,١٠٥٧	١,٨٨	٠,٤٦٩٩	٠,٠٦٨١
١,٦٤	٠,٤٤٩٥	٠,١٠٤٠	١,٨٩	٠,٤٧٠٦	٠,٠٦٦٩
١,٦٥	٠,٤٥٠٥	٠,١٠٢٣	١,٩٠	٠,٤٧١٣	٠,٠٦٥٦
١,٦٦	٠,٤٥١٥	٠,١٠٠٦	١,٩١	٠,٤٧١٩	٠,٠٦٤٤
١,٦٧	٠,٤٥٢٥	٠,٠٩٨٩	١,٩٢	٠,٤٧٢٦	٠,٠٦٣٢
١,٦٨	٠,٤٥٣٥	٠,٠٩٧٣	١,٩٣	٠,٤٧٣٢	٠,٠٦٢٠
١,٦٩	٠,٤٥٤٥	٠,٠٩٥٧	١,٩٤	٠,٤٧٣٨	٠,٠٦٠٨
١,٧٠	٠,٤٥٥٤	٠,٠٩٤٠	١,٩٥	٠,٤٧٤٤	٠,٠٥٩٦
١,٧١	٠,٤٥٦٤	,٠٩٢٥	١,٩٦	٠,٤٧٥٠	٠,٠٥٨٤
١,٧٢	٠,٤٥٧٣	٠,٠٩٠٩	١,٩٧	٠,٤٧٥٦	٠,٠٥٧٤
١,٧٣	٠,٤٥٨٢	٠,٠٨٩٣	١,٩٨	٠,٤٧٦١	٠,٠٥٦٢
١,٧٤	٠,٤٥٩١	٠,٠٨٧٨	١,٩٩	٠,٤٧٦٧	٠,٠٥٥١
١,٧٥	٠,٤٥٩٩	٠,٠٨٦٣	٢,٠٠	٠,٤٧٧٢	٠,٠٥٤٠

تابع : ملحق (٥)

المساحات تحت المنحنى الطبيعي المعيارى

د	المساحة	الارتفاع	د	المساحة	الارتفاع
٢,٠١	٠,٤٧٧٨	٠,٠٥٢٩	٢,٢٦	٠,٤٨٨١	٠,٠٣١٠
٢,٠٢	٠,٤٧٨٣	٠,٠٥١٩	٢,٢٧	٠,٤٨٨٤	٠,٠٣٠٣
٢,٠٣	٠,٤٧٨٨	٠,٠٥٠٨	٢,٢٨	٠,٤٨٨٧	٠,٠٢٩٧
٢,٠٤	٠,٤٧٩٣	٠,٠٤٩٨	٢,٢٩	٠,٤٨٩٠	٠,٠٢٩٠
٢,٠٥	٠,٤٧٩٨	٠,٠٤٨٨	٢,٣٠	٠,٤٨٩٣	٠,٠٢٨٣
٢,٠٦	٠,٤٨٠٣	٠,٠٤٧٨	٢,٣١	٠,٤٨٩٦	٠,٠٢٧٧
٢,٠٧	٠,٤٨٠٨	٠,٠٤٦٨	٢,٣٢	٠,٤٨٩٨	٠,٠٢٧٠
٢,٠٨	٠,٤٨١٢	٠,٠٤٥٩	٢,٣٣	٠,٤٩٠١	٠,٠٢٦٤
٢,٠٩	٠,٤٨١٧	٠,٠٤٤٩	٢,٣٤	٠,٤٩٠٤	٠,٠٢٥٨
٢,١٠	٠,٤٨٢١	٠,٠٤٤٠	٢,٣٥	٠,٤٩٠٦	٠,٠٢٥٢
٢,١١	٠,٤٨٢٦	٠,٠٤٣١	٢,٣٦	٠,٤٩٠٩	٠,٠٢٤٦
٢,١٢	٠,٤٨٣٠	٠,٠٤٢٢	٢,٣٧	٠,٤٩١١	٠,٠٢٤١
٢,١٣	٠,٤٨٣٤	٠,٠٤١٣	٢,٣٨	٠,٤٩١٣	٠,٠٢٣٥
٢,١٤	٠,٤٨٣٨	٠,٠٤٠٤	٢,٣٩	٠,٤٩١٦	٠,٠٢٢٩
٢,١٥	٠,٤٨٤٢	٠,٠٣٩٥	٢,٤٠	٠,٤٩١٨	٠,٠٢٢٤
٢,١٦	٠,٤٦٨٦	٠,٠٣٨٧	٢,٤١	٠,٤٩٢٠	٠,٠٢١٩
٢,١٧	٠,٤٨٥٠	٠,٠٣٧٩	٢,٤٢	٠,٤٩٢٢	٠,٠٢١٣
٢,١٨	٠,٤٨٥٤	٠,٠٣٧١	٢,٤٣	٠,٤٩٢٥	٠,٠٢٠٨
٢,١٩	٠,٤٨٥٧	٠,٠٣٦٣	٢,٤٤	٠,٤٩٢٧	٠,٠٢٠٢
٢,٢٠	٠,,٤٨٦١	٠,٠٣٥٥	٢,٤٥	٠,٤٩٢٩	٠,٠١٩٨
٢,٢١	٠,٤٨٦٤	٠,٠٣٤٧	٢,٤٦	٠,٤٩٣١	٠,٠١٩٤
٢,٢٢	٠,٤٨٦٨	٠,٠٣٣٩	٢,٤٧	٠,٤٩٣٢	٠,٠١٨٩
٢,٢٣	٠,٤٨٧١	٠,٠٣٣٢	٢,٤٨	٠,٤٩٣٤	٠,٠١٨٥
٢,٢٤	٠,٤٨٧٥	٠,٠٣٢٥	٢,٤٩	٠,٤٩٣٦	٠,٠١٨٢
٢,٢٥	٠,٤٨٧٨	٠,٠٣١٧	٢,٥٠	٠,٤٩٣٨	٠,٠١٧٥

تابع : ملحق (٥)

المساحات تحت المنحنى الطبيعي المعيارى

د	المساحة	الارتفاع	د	المساحة	الارتفاع
٢,٥١	٠,٤٩٤٠	٠,٠١٧١	٢,٧٦	٠,٤٩٧١	٠,٠٠٨٨
٢,٥٢	٠,٤٩٤١	٠,٠١٦٧	٢,٧٧	٠,٤٩٧٢	٠,٠٠٨٦
٢,٥٣	٠,٤٩٤٣	٠,٠١٦٣	٢,٧٨	٠,٤٩٧٣	٠,٠٠٨٤
٢,٥٤	٠,٤٩٤٥	٠,٠١٥٨	٢,٧٩	٠,٤٩٧٤	٠,٠٠٨١
٢,٥٥	٠,٤٩٤٦	٠,٠١٥٤	٢,٨٠	٠,٤٩٧٤	٠,٠٠٧٩
٢,٥٦	٠,٤٩٤٨	٠,٠١٥١	٢,٨١	٠,٤٩٧٥	٠,٠٠٧٧
٢,٥٧	٠,٤٩٤٩	٠,٠١٤٧	٢,٨٢	٠,٤٩٧٦	٠,٠٠٧٥
٢,٥٨	٠,٤٩٥١	٠,٠١٤٣	٢,٨٣	٠,٤٩٧٧	٠,٠٠٧٣
٢,٥٩	٠,٤٩٥٢	٠,٠١٣٩	٢,٨٤	٠,٤٩٧٧	٠,٠٠٧١
٢,٦٠	٠,٤٩٥٣	٠,٠١٣٦	٢,٨٥	٠,٤٩٧٨	٠,٠٠٦٩
٢,٦١	٠,٤٩٥٥	٠,٠١٣٢	٢,٨٦	٠,٤٩٧٩	٠,٠٠٦٧
٢,٦٢	٠,٤٩٥٦	٠,٠١٢٩	٢,٨٧	٠,٤٩٧٩	٠,٠٠٦٥
٢,٦٣	٠,٤٩٥٧	٠,٠١٣٦	٢,٨٨	٠,٤٩٨٠	٠,٠٠٦٣
٢,٦٤	٠,٤٩٥٩	٠,٠١٣٢	٢,٨٩	٠,٤٩٨١	٠,٠٠٦١
٢,٦٥	٠,٤٩٦٠	٠,٠١١٩	٢,٩٠	٠,٤٩٨٨١	٠,٠٠٦٠
٢,٦٦	٠,٤٩٦١	٠,٠١١٦	٢,٩١	٠,٤٩٨٢	٠,٠٠٥٨
٢,٦٧	٠,٤٩٦٢	٠,٠١١٣	٢,٩٢	٠,٤٩٨٢	٠,٠٠٥٦
٢,٦٨	٠,٤٩٦٣	٠,٠١١٠	٢,٩٣	٠,٤٩٨٣	٠,٠٠٥٥
٢,٦٩	٠,٤٩٦٤	٠,٠١٠٧	٢,٩٤	٠,٤٩٨٤	٠,٠٠٥٣
٢,٧٠	٠,٤٩٦٥	٠,٠١٠٤	٢,٩٥	٠,٤٩٨٤	٠,٠٠٥١
٢,٧١	٠,٤٩٦٦	٠,٠١٠١	٢,٩٦	٠,٤٩٨٥	٠,٠٠٥٠
٢,٧٢	٠,٤٩٦٧	٠,٠٠٩٩	٢,٩٧	٠,٤٩٨٥	٠,٠٠٤٨
٢,٧٣	٠,٤٩٦٨	٠,٠٠٩٦	٢,٩٨	٠,٤٩٨٦	٠,٠٠٤٧
٢,٧٤	٠,٤٩٦٩	٠,٠٠٩٣	٢,٩٩	٠,٤٩٨٦	٠,٠٠٤٦
٢,٧٥	٠,٤٩٧٠	٠,٠٠٩١	٣,٠٠	٠,٤٩٨٧	٠,٠٠٤٤

ملحق (٦) قيم «ف» النظرية

قيم ف (٠,٠٥ ، د١ ، د٢)

د ح	د١ = درجات الحرية للبسط																		
د٢ = درجات الحرية للمقام	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١٢	١٥	٢٠	٢٤	٣٠	٤٠	٦٠	١٢٠	∞
١	١٦١	٢٠٠	٢١٦	٢٢٥	٢٣٠	٢٣٤	٢٣٧	٢٣٩	٢٤١	٢٤٢	٢٤٤	٢٤٦	٢٤٨	٢٤٩	٢٥٠	٢٥١	٢٥٢	٢٥٣	٢٥٤
٢	١٨,٥	١٩,٠	١٩,٢	١٩,٢٠	١٩,٣٠	١٩,٣	١٩,٤	١٩,٤	١٩,٤	١٩,٤	١٩,٤	١٩,٤	١٩,٤	١٩,٥	١٩,٥	١٩,٥	١٩,٥	١٩,٥	١٩,٥
٣	١٠,١	٩,٥٥	٩,٢٨	٩,١٢	٩,٠١	٨,٩٤	٨,٨٩	٨,٨٥	٨,٨١	٨,٧٩	٨,٧٤	٨,٧٠	٨,٦٦	٨,٦٤	٨,٦٢	٨,٥٩	٨,٥٧	٨,٥٥	٨,٥٣
٤	٧,٧١	٦,٩٤	٦,٥٩	٦,٣٩	٦,٢٦	٦,١٦	٦,٠٩	٦,٠٤	٦,٠٠	٥,٩٦	٥,٩١	٥,٨٦	٥,٨٠	٥,٧٧	٥,٧٥	٥,٧٢	٥,٦٩	٥,٦٦	٥,٦٣
٥	٦,٦١	٥,٧٩	٥,٤١	٥,١٩	٥,٠٥	٤,٩٥	٤,٨٨	٤,٨٢	٤,٧٧	٤,٧٤	٤,٦٨	٤,٦٢	٤,٥٦	٤,٥٣	٤,٥٠	٤,٤٦	٤,٤٣	٤,٤٠	٤,٣٧
٦	٥,٩٩	٥,١٤	٤,٧٦	٤,٥٣	٤,٣٩	٤,٢٨	٤,٢١	٤,١٥	٤,١٠	٤,٠٦	٤,٠٠	٣,٩٤	٣,٨٧	٣,٨٤	٣,٨١	٣,٧٧	٣,٧٤	٣,٧٠	٣,٦٧
٧	٥,٥٩	٤,٧٤	٤,٣٥	٤,١٢	٣,٩٧	٣,٨٧	٣,٧٩	٣,٧٣	٣,٦٨	٣,٦٤	٣,٥٧	٣,٥١	٣,٤٤	٣,٤١	٣,٣٨	٣,٣٤	٣,٣٠	٣,٢٧	٣,٢٣
٨	٥,٣٢	٤,٤٦	٤,٠٧	٣,٨٤	٣,٦٩	٣,٥٨	٣,٥٠	٣,٤٤	٣,٣٩	٣,٣٥	٣,٢٨	٣,٢٢	٣,١٥	٣,١٢	٣,٠٨	٣,٠٤	٣,٠١	٢,٩٧	٢,٩٣
٩	٥,١٢	٤,٢٦	٣,٨٦	٣,٦٣	٣,٤٨	٣,٣٧	٣,٢٩	٣,٢٣	٣,١٨	٣,١٤	٣,٠٧	٣,٠١	٢,٩٤	٢,٩٠	٢,٨٦	٢,٨٣	٢,٧٩	٢,٧٥	٢,٧١
١٠	٤,٩٦	٤,١٠	٣,٧١	٣,٤٨	٣,٣٣	٣,٢٢	٣,١٤	٣,٠٧	٣,٠٢	٢,٩٨	٢,٩١	٢,٨٥	٢,٧٧	٢,٧٤	٢,٧٠	٢,٦٦	٢,٦٢	٢,٥٨	٢,٥٤
١١	٤,٨٤	٣,٩٨	٣,٥٩	٣,٣٦	٣,٢٠	٣,٠٩	٣,٠١	٢,٩٥	٢,٩٠	٢,٨٥	٢,٧٩	٢,٧٢	٢,٦٥	٢,٦١	٢,٥٧	٢,٥٣	٢,٤٩	٢,٤٥	٢,٤٠
١٢	٤,٧٥	٣,٨٩	٣,٤٩	٣,٢٦	٣,١١	٣,٠٠	٢,٩١	٢,٨٥	٢,٨٠	٢,٧٥	٢,٦٩	٢,٦٢	٢,٥٤	٢,٥١	٢,٤٧	٢,٤٣	٢,٣٨	٢,٣٤	٢,٣٠
١٣	٤,٦٧	٣,٨١	٣,٤١	٣,١٨	٣,٠٣	٢,٩٢	٢,٨٣	٢,٧٧	٢,٧١	٢,٦٧	٢,٦٠	٢,٥٣	٢,٤٦	٢,٤٢	٢,٣٨	٢,٣٤	٢,٣٠	٢,٢٥	٢,٢١
١٤	٤,٦٠	٣,٧٤	٣,٣٤	٣,١١	٢,٩٦	٢,٨٥	٢,٧٦	٢,٧٠	٢,٦٥	٢,٦٠	٢,٥٣	٢,٤٦	٢,٣٩	٢,٣٥	٢,٣١	٢,٢٧	٢,٢٢	٢,١٨	٢,١٣
١٥	٤,٥٤	٣,٦٨	٣,٢٩	٣,٠٦	٢,٩٠	٢,٧٩	٢,٧١	٢,٦٤	٢,٥٩	٢,٥٤	٢,٤٨	٢,٤٠	٢,٣٣	٢,٢٩	٢,٢٥	٢,٢٠	٢,١٦	٢,١١	٢,٠٧

تابع : ملحق (٦) قيم «ف» النظرية

قيم ف (٠,٠٥ ، د١ ، د٢)

د . ح	د١ = درجات الحرية للبسط																		
د٢ = درجات الحرية للمقام	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١٢	١٥	٢٠	٢٤	٣٠	٤٠	٦٠	١٢٠	∞
١٦	٤,٤٩	٣,٦٣	٣,٢٤	٣,٠١	٢,٨٥	٢,٧٤	٢,٦٦	٢,٥٩	٢,٥٤	٢,٤٩	٢,٤٢	٢,٣٥	٢,٢٨	٢,٢٤	٢,١٩	٢,١٥	٢,١١	٢,٠٦	٢,٠١
١٧	٤,٤٥	٣,٥٩	٣,٢٠	٢,٩٦	٢,٨١	٢,٧٠	٢,٦١	٢,٥٥	٢,٤٩	٢,٤٥	٢,٣٨	٢,٣١	٢,٢٣	٢,١٩	٢,١٥	٢,١٠	٢,٠٦	٢,٠١	١,٩٧
١٨	٤,٤١	٣,٥٥	٣,١٦	٢,٩٣	٢,٧٧	٢,٦٦	٢,٥٨	٢,٥١	٢,٤٦	٢,٤١	٢,٣٤	٢,٢٧	٢,١٩	٢,١٥	٢,١١	٢,٠٦	٢,٠٢	١,٩٧	١,٩٢
١٩	٤,٣٨	٣,٥٢	٣,١٣	٢,٩٠	٢,٧٤	٢,٦٣	٢,٥٤	٢,٤٨	٢,٤٢	٢,٣٨	٢,٣١	٢,٢٣	٢,١٦	٢,١١	٢,٠٧	٢,٠٣	١,٩٨	١,٩٣	١,٨٨
٢٠	٤,٣٥	٣,٤٩	٣,١٠	٢,٨٧	٢,٧١	٢,٦٠	٢,٥١	٢,٤٥	٢,٣٩	٢,٣٥	٢,٢٨	٢,٢٠	٢,١٢	٢,٠٨	٢,٠٤	١,٩٩	١,٩٥	١,٩٠	١,٨٤
٢١	٤,٣٢	٣,٤٧	٣,٠٧	٢,٨٤	٢,٦٨	٢,٥٧	٢,٤٩	٢,٤٢	٢,٣٧	٢,٣٢	٢,٢٥	٢,١٨	٢,١٠	٢,٠٥	٢,٠١	١,٩٦	١,٩٢	١,٨٧	١,٨١
٢٢	٤,٣٠	٣,٤٤	٣,٠٥	٢,٨٢	٢,٦٦	٢,٥٥	٢,٤٦	٢,٤٠	٢,٣٤	٢,٣٠	٢,٢٣	٢,١٥	٢,٠٧	٢,٠٣	١,٩٨	١,٩٤	١,٨٩	١,٨٤	١,٧٨
٢٣	٤,٢٨	٣,٤٢	٣,٠٣	٢,٨٠	٢,٦٤	٢,٥٣	٢,٤٤	٢,٣٧	٢,٣٢	٢,٢٧	٢,٢٠	٢,١٣	٢,٠٥	٢,٠١	١,٩٦	١,٩١	١,٨٦	١,٨١	١,٧٦
٢٤	٤,٢٦	٣,٤٠	٣,٠١	٢,٧٨	٢,٦٢	٢,٥١	٢,٤٢	٢,٣٦	٢,٣٠	٢,٢٥	٢,١٨	٢,١١	٢,٠٣	١,٩٨	١,٩٤	١,٨٩	١,٨٤	١,٧٩	١,٧٣
٢٥	٤,٢٤	٣,٣٩	٢,٩٩	٢,٧٦	٢,٦٠	٢,٤٩	٢,٤٠	٢,٣٤	٢,٢٨	٢,٢٤	٢,١٦	٢,٠٩	٢,٠١	١,٩٦	١,٩٢	١,٨٧	١,٨٢	١,٧٧	١,٧١
٣٠	٤,١٧	٣,٣٢	٢,٩٢	٢,٦٩	٢,٥٣	٢,٤٢	٢,٣٣	٢,٢٧	٢,٢١	٢,١٦	٢,٠٩	٢,٠١	١,٩٣	١,٨٩	١,٨٤	١,٧٩	١,٧٤	١,٦٨	١,٦٢
٤٠	٤,٠٨	٣,٢٣	٢,٨٤	٢,٦١	٢,٤٥	٢,٣٤	٢,٢٥	٢,١٨	٢,١٢	٢,٠٨	٢,٠٠	١,٩٢	١,٨٤	١,٧٩	١,٧٤	١,٦٩	١,٦٤	١,٥٨	١,٥١
٦٠	٤,٠٠	٣,١٥	٢,٧٦	٢,٥٣	٢,٣٧	٢,٢٥	٢,١٧	٢,١٠	٢,٠٤	١,٩٩	١,٩٢	١,٨٤	١,٧٥	١,٧٠	١,٦٥	١,٥٩	١,٥٣	١,٤٧	١,٣٩
١٢٠	٣,٩٢	٣,٠٧	٢,٦٨	٢,٤٥	٢,٢٩	٢,١٨	٢,٠٩	٢,٠٢	١,٩٦	١,٩١	١,٨٣	١,٧٥	١,٦٦	١,٦١	١,٥٥	١,٥٠	١,٤٣	١,٣٥	١,٢٥
∞	٣,٨٤	٣,٠٠	٢,٦٠	٢,٣٧	٢,٢١	٢,١٠	٢,٠١	١,٩٤	١,٨٨	١,٨٣	١,٧٥	١,٦٧	١,٥٧	١,٥٢	١,٤٦	١,٣٩	١,٣٢	١,٢٢	١,٠٠

ملحق (٦) قيم «ف» النظرية

قيم ف (٠,٠١ ، د١ ، د٢)

د . ح	د١ = درجات الحرية للبسط											
د٢ = درجات الحرية للمقام	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	١٠	١٢	٢٤	∞
١	٤٠٥٢	٤٩٩٩,٥	٥٤٠٣	٥٦٢٥	٥٧٦٤	٥٨٥٩	٥٩٢٨	٥٩٨١	٦٠٥٦	٦١٠٦	٦٢٣٥	٦٣٦٦
٢	٩٨,٥٠	٩٩,٠٠	٩٩,١٧	٩٩,٢٥	٩٩,٣٠	٩٩,٣٣	٩٩,٣٦	٩٩,٣٧	٩٩,٤٠	٩٩,٤٢	٩٩,٤٦	٩٩,٥٠
٣	٣٤,١٢	٣٠,٨٢	٢٩,٤٦	٢٨,٧١	٢٨,٢٤	٢٧,٩١	٢٧,٦٧	٢٧,٤٩	٢٧,٢٣	٢٧,٠٥	٢٦,٦٠	٢٦,١٣
٤	٢١,٢٠	١٨,٠٠	١٦,٦٩	١٥,٩٨	١٥,٥٢	١٥,٢١	١٤,٩٨	١٤,٨٠	١٤,٥٥	١٤,٣٧	١٣,٩٣	١٣,٤٦
٥	١٦,٢٦	١٣,٢٧	١٢,٠٦	١١,٣٩	١٠,٩٧	١٠,٦٧	١٠,٤٦	١٠,٢٩	١٠,٠٥	٩,٨٨٨	٩,٤٦٦	٩,٠٢٠
٦	١٣,٧٥	١٠,٩٢	٩,٧٨٠	٩,١٤٨	٨,٧٤٦	٨,٤٦٦	٨,٢٦٠	٨,١٠٢	٧,٨٧٤	٧,٧١٨	٧,٣١٣	٦,٨٨٠
٧	١٢,٢٥	٩,٥٤٧	٨,٤٥١	٧,٨٤٧	٧,٤٦٠	٧,١٩١	٦,٩٩٣	٦,٨٤٠	٦,٦٢٠	٦,٤٦٩	٦,٠٧٤	٥,٦٥٠
٨	١١,٢٦	٨,٦٤٩	٧,٥٩١	٧,٠٠٦	٦,٦٣٢	٦,٣٧١	٦,١٧٨	٦,٠٢٩	٥,٨١٤	٥,٦٦٧	٥,٢٧٩	٤,٨٥٩
٩	١٠,٥٦	٨,٠٢٢	٦,٩٩٢	٦,٤٢٢	٦,٠٥٧	٥,٨٠٢	٥,٦١٣	٥,٤٦٧	٥,٢٥٧	٥,١١١	٤,٧٢٦	٤,٣١١
١٠	١٠,٠٤	٧,٥٥٩	٦,٥٥٢	٥,٩٩٤	٥,٦٣٦	٥,٣٨٦	٥,٢٠٠	٥,٠٥٧	٤,٨٤٩	٤,٧٠٦	٤,٣٢٧	٣,٩٠٩
١١	٩,٦٤٦	٧,٢٠٦	٦,٢١٧	٥,٦٦٨	٥,٣١٦	٥,٠٦٩	٤,٨٨٦	٤,٧٤٤	٤,٥٣٩	٤,٣٩٧	٤,٠٢١	٣,٦٠٢
١٢	٩,٣٣٠	٦,٩٢٧	٥,٩٥٣	٥,٤١٢	٥,٠٦٤	٤,٨٢١	٤,٦٤٠	٤,٤٩٩	٤,٢٩٦	٤,١٥٥	٣,٧٨٠	٣,٣٦١
١٣	٩,٠٧٤	٦,٧٠١	٥,٧٣٩	٥,٢٠٥	٤,٨٦٢	٤,٦٢٠	٤,٤٤١	٤,٣٠٢	٤,١٠٠	٣,٩٦٠	٣,٥٨٧	٣,١٦٥
١٤	٨,٨٦٢	٦,٥١٥	٥,٥٦٤	٥,٠٣٥	٤,٦٩٥	٤,٤٥٦	٤,٢٧٨	٤,١٤٠	٣,٩٣٩	٣,٨٠٠	٣,٤٢٧	٣,٠٠٤

تابع : ملحق (٦) قيم «ف» النظرية

قيم ف (٠,٠١ ، د١ ، د٢)

د٢ = درجات الحرية للمقام	د١ = درجات الحرية للبسط: ١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	١٠	١٢	٢٤	∞
١٥	٨,٦٨٣	٦,٣٥٩	٥,٤١٧	٤,٨٩٣	٤,٥٥٦	٤,٣١٨	٤,١٤٢	٤,٠٠٤	٣,٨٠٥	٣,٦٦٦	٣,٢٩٤	٢,٨٦٨
١٦	٨,٥٣١	٦,٢٢٦	٥,٢٩٢	٤,٧٧٣	٤,٤٣٧	٤,٢٠٢	٤,٠٢٦	٣,٨٩٠	٣,٦٩١	٣,٥٥٣	٣,١٨١	٢,٧٥٣
١٧	٨,٤٠٠	٦,١١٢	٥,١٨٥	٤,٦٦٩	٤,٣٣٦	٤,١٠٢	٣,٩٢٧	٣,٧٩١	٣,٥٩٣	٣,٤٥٥	٣,٠٨٤	٢,٦٥٣
١٨	٨,٢٨٥	٦,٠١٣	٥,٠٩٢	٤,٥٧٩	٤,٢٤٨	٤,٠١٥	٣,٨٤١	٣,٧٠٥	٣,٥٠٨	٣,٣٧١	٢,٩٩٩	٢,٥٦٦
١٩	٨,١٨٥	٥,٩٢٦	٥,٠١٠	٤,٥٠٠	٤,١٧١	٥,٩٣٩	٥,٧٦٥	٣,٦٣١	٣,٤٣٤	٣,٢٩٧	٢,٩٢٥	٢,٤٨٩
٢٠	٨,٠٩٦	٥,٨٤٩	٤,٩٣٨	٤,٤٣١	٤,١٠٣	٣,٨٧١	٣,٦٩٩	٣,٥٦٤	٣,٣٦٨	٣,٢٣١	٢,٨٥٩	٢,٤٢١
٢١	٨,٠١٧	٥,٧٨٠	٤,٨٧٤	٤,٣٦٩	٤,٠٤٢	٣,٨١٢	٣,٦٤٠	٣,٥٠٦	٣,٣١٠	٣,١٧٣	٢,٨٠١	٢,٣٦٠
٢٢	٧,٩٤٥	٥,٧١٩	٤,٨١٧	٤,٣١٣	٣,٩٨٨	٣,٧٥٨	٣,٥٨٧	٣,٤٥٣	٣,٢٥٨	٣,١٢١	٢,٧٤٩	٢,٣٠٥
٢٣	٧,٨٨١	٥,٦٦٤	٤,٧٦٥	٤,٢٦٤	٣,٩٣٩	٣,٧١٠	٣,٥٣٩	٣,٤٠٦	٣,٢١١	٣,٠٧٤	٢,٧٠٢	٢,٢٥٦
٢٤	٧,٨٢٣	٥,٦١٤	٤,٧١٨	٤,٢١٨	٣,٨٩٥	٣,٦٦٧	٣,٤٩٦	٣,٣٦٣	٣,١٦٨	٣,٠٣٢	٢,٦٥٩	٢,٢١١
٢٥	٧,٧٧٠	٥,٥٦٨	٤,٦٧٥	٤,١٧٧	٣,٨٥٥	٣,٦٢٧	٣,٤٥٧	٣,٣٢٤	٣,١٢٩	٢,٩٩٣	٢,٦٢٠	٢,١٦٩
٢٦	٧,٧٢١	٥,٥٢٦	٤,٦٣٧	٤,١٤٠	٢,٨١٨	٣,٥٩١	٣,٤٢١	٣,٢٨٨	٣,٠٩٤	٢,٩٥٨	٢,٥٨٥	٢,١٣١
٢٧	٧,٦٧٧	٥,٤٨٨	٤,٦٠١	٤,١٠٦	٣,٧٨٥	٣,٥٥٨	٣,٣٨٨	٣,٢٥٦	٣,٠٦٢	٢,٩٢٦	٢,٥٥٢	٢,٠٩٧
٢٨	٧,٦٣٦	٥,٤٥٣	٤,٥٦٨	٤,٠٧٤	٣,٧٥٤	٣,٥٢٨	٣,٣٥٨	٣,٢٢٦	٣,٠٣٢	٢,٨٩٦	٢,٥٢٢	٢,٠٦٤
٢٩	٧,٥٩٨	٥,٤٢٠	٤,٥٣٨	٤,٠٤٥	٣,٧٢٥	٣,٤٩٩	٣,٣٣٠	٣,١٩٨	٣,٠٠٥	٢,٨٦٨	٢,٤٩٥	٢,٠٣٤

تابع : ملحق (٦) قيم «ف» النظرية

قيم ف (٠,٠١ ، د١ ، د٢)

د . ح	د١ = درجات الحرية للبسط											
د٢ = درجات الحرية للمقام	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	١٠	١٢	٢٤	∞
٣٠	٧,٥٦٢	٥,٣٩٠	٤,٥١٠	٤,٠١٨	٣,٦٩٩	٣,٤٧٣٠	٣,٣٠٤	٣,١٧٣	٢,٩٧٩	٢,٨٤٣	٢,٤٦٩	٢,٠٠٦
٣٢	٧,٤٩٩	٥,٣٣٦	٤,٤٥٩	٣,٩٦٩	٣,٦٥٢	٣,٤٢٧	٣,٢٥٨	٣,١٢٧	٢,٩٣٤	٢,٧٩٨	٢,٤٢٣	١,٩٥٦
٣٤	٧,٤٤٤	٥,٢٨٩	٤,٤١٦	٣,٩٢٧	٣,٦١١	٣,٣٨٦	٣,٢١٨	٣,٠٨٧	٢,٨٩٤	٢,٧٥٨	٢,٣٨٣	١,٩١١
٣٦	٧,٣٩٦	٥,٢٤٨	٤,٣٧٧	٣,٨٩٠	٣,٥٧٤	٣,٣٥١	٣,١٨٣	٣,٠٥٢	٢,٨٥٩	٢,٧٢٣	٢,٣٤٧	١,٨٧٢
٣٨	٧,٣٥٣	٥,٢١١	٤,٣٤٣	٣,٨٥٨	٣,٥٤٢	٣,٣١٩	٣,١٥٣	٣,٠٢١	٢,٨٢٨	٢,٦٩٢	٢,٣١٦	١,٨٣٧
٤٠	٧,٣١٤	٥,١٧٩	٤,٣١٣	٣,٨٢٨	٣,٥١٤	٣,٢٩١	٣,١٢٤	٢,٩٩٣	٢,٨٠١	٢,٦٦٥	٢,٢٨٨	١,٨٠٥
٦٠	٧,٠٧٧	٤,٩٧٧	٤,١٢٦	٣,٦٤٩	٣,٣٣٩	٣,١١٩	٢,٩٥٣	٢,٨٢٣	٢,٦٣٢	٢,٤٩٦	٢,١١٥	١,٦٠١
١٢٠	٦,٨٥١	٤,٧٨٧	٣,٩٤٩	٣,٤٨٠	٣,١٧٤	٢,٩٥٦	٢,٧٩٢	٢,٦٦٣	٢,٤٧٢	٢,٣٣٦	١,٩٥٠	١,٣٨١
∞	٦,٦٣٥	٤,٦٠٥	٣,٧٨٢	٣,٣١٩	٣,٠١٧	٢,٨٠٢	٢,٦٣٩	٢,٥١١	٢,٣٢١	٢,١٨٥	١,٧٩١	١,٠٠٠

ملحق (٧) توزيع ذى الحدين

ن	ن١	ح١ ٠,٢٠	ح١ ٠,٢٥	ح١ ٠,٥٠
١	صفر	٠,٨٠٠٠	٠,٧٥٠٠	٠,٥٠٠٠
	١	٠,٢٠٠٠	٠,٢٥٠٠	٠,٥٠٠٠
٢	صفر	٠,٦٤٠٠	٠,٥٦٢٥	٠,٢٥٠٠
	١	٠,٣٢٠٠	٠,٣٧٥٠	٠,٥٠٠٠
	٢	٠,٠٤٠٠	٠,٠٦٢٥	٠,٠٤٠٠
٣	صفر	٠,١٥٢٠	٠,٤٢١٩	٠,١٢٥٠
	١	٠,٣٨٤٠	٠,٤٢١٩	٠,٣٧٥٠
	٢	٠,٠٩٦	٠,١٤٠٦	٠,٣٧٥٠
	٣	٠,٠٠٨٠	٠,٠١٥٦	٠,١٢٥٠
٤	صفر	٠,٤٠٩٦	٠,٣١٦٤	٠,٠٦٢٥
	١	٠,٤٠٩٦	٠,٤٢١٩	٠,٢٥٠٠
	٢	٠,١٣٥٦	٠,٢١٠٩	٠,٣٧٥٠
	٣	٠,٠٢٥٦	٠,٠٤٦٩	٠,٢٥٠٠
	٤	٠,٠٠١٦	٠,٠٠٣٩	٠,٠٦٢٥
٥	صفر	٠,٣٢٧٧	٠,٢٣٧٣	٠,٠٣١٢
	١	٠,٤٠٩٦	٠,٣٩٥٥	٠,١٥٦٢
	٢	٠,٢٠٤٨	٠,٢٦٣٧	٠,٣١٢٥
	٣	٠,٠٥١٢	٠,٠٨٧٩	٠,٣١٢٥
	٤	٠,٠٠٦٤	٠,٠١٤٦	٠,١٥٦٢
	٥	٠,٠٠٠٣	٠,٠٠١٠	٠,٠٣١٢
٦	صفر	٠,٢٦٢١	٠,١٧٨٠	٠,٠١٥٦
	١	٠,٣٩٣٢	٠,٣٥٦٠	٠,٠٩٣٨
	٢	٠,٢٤٥٨	٠,٢٩٦٦	٠,٢٣٤٤
	٣	٠,٠٨١٩	٠,١٣١٨	٠,٣١٢٥
	٤	٠,٠١٥٤	٠,٠٣٣٠	٠,٢٣٤٤
	٥	٠,٠٠١٥	٠,٠٠٤٤	٠,٠٩٣٨
	٦	٠,٠٠٠١	٠,٠٠٠٢	٠,٠١٥٦
٧	صفر	٠,٢٠٩٧	٠,١٣٣٥	٠,٠٠٧٨
	١	٠,٣٦٧٠	٠,٣١١٥	٠,٠٥٤٧
	٢	٠,٢٧٥٣	٠,٣١١٥	٠,١٦٤١
	٣	٠,١١٤٧	٠,١٧٣٠	٠,٢٧٣٤
	٤	٠,٠٢٨٧	٠,٠٥٧٧	٠,٢٧٣٤
	٥	٠,٠٠٤٣	٠,٠١١٥	٠,١٦٤١
	٦	٠,٠٠٠٤	٠,٠٠١٢	٠,٠٥٤٧
	٧	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠١	٠,٠٠٧٨
٨	صفر	٠,١٦٧٨	٠,١٠٠١	٠,٠٠٣٩
	١	٠,٣٣٥٥	٠,٢٦٧٠	٠,٠٣١٢

تابع : ملحق (٧) توزيع ذى الحدين

ن	ن١	ح١		
		٠,٢٠	٠,٢٥	٠,٥٠
	٢	٠,٣٩٣٦	٠,٣١١٥	٠,١٠٩٤
	٣	٠,١٤٦٨	٠,٢٠٧٦	٠,٢١٨٨
	٤	٠,٠٤٥٩	٠,٠٨٦٥	٠,٢٧٣٤
	٥	٠,٠٠٩٢	٠,٠٢٣١	٠,٢١٨٨
	٦	٠,٠٠١١	٠,٠٠٣٨	٠,١٠٩٤
	٧	٠,٠٠٠١	٠,٠٠٠٤	٠,٠٣١٧
	٨	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٣٩
٩	صفر	٠,١٢٤٣	٠,٠٧٥١	٠,٠٠٢٠
	١	٠,٣٠٢٠	٠,٢٢٥٣	٠,٠١٧٦
	٢	٠,٣٠٢٠	٠,٣٠٠٣	٠,٠٧٠٣
	٣	٠,١٧٦٢	٠,٢٣٣٦	٠,١٦٤١
	٤	٠,١٦٦١	٠,١١٦٨	٠,٢٤٦١
	٥	٠,٠١٥٦	٠,٠٣٨٩	٠,٢٤٦١
	٦	٠,٠٠٢٨	٠,٠٠٨٧	٠,١٦٤١
	٧	٠,٠٠٠٣	٠,٠٠٠١	٠,٠١٧٦
	٨	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠١	٠,٠١٧٦
	٩	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٢٠
١٠	صفر	٠,١٠٧٤	٠,٠٥٦٣	٠,٠٠١٠
	١	٠,٢٨٤٠	٠,١٨٧٧	٠,٠٠٩٨
	٢	٠,٣٠٢٠	٠,٢٨١٦	٠,٠٤٣٩

ن	ن١	ح١		
		٠,٢٠	٠,٢٥	٠,٥٠
	٣	٠,٢٠١٣	٠,٢٥٠٣	٠,١١٧٣
	٤	٠,٠٨٨١	٠,١٤٦٠	٠,٢٠٥١
	٥	٠,٠٢٦٤	٠,٠٥٨٤	٠,٢٤٦١
	٦	٠,٠٠٥٥	٠,٠١٦٢	٠,٢٠٥١
	٧	٠,٠٠٠٨	٠,٠٠٣١	٠,١١٧٢
	٨	٠,٠٠٠١	٠,٠٠٠٤	٠,٠٤٣٩
	٩	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٩٨
	١٠	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠١٠
١١	صفر	٠,٠٨٥٩	٠,٠٤٢٢	٠,٠٠٥
	١	٠,٢٣٦٢	٠,١٥٤٩	٠,٠٠٥٤
	٢	٠,٢٩٥٣	٠,٢٥٨١	٠,٠٢٦٩
	٣	٠,٢٢١٥	٠,٢٥٨١	٠,٠٨٠٦
	٤	٠,١١٠٧	٠,١٧٢١	٠,١٦١١
	٥	٠,٠٣٨٨	٠,٠٨٠٣	٠,٢٢٥٦
	٦	٠,٠٠٩٧	٠,٠٢٦٨	٠,٢٢٥٦
	٧	٠,٠٠١٧	٠,٠٠٦٤	٠,١١٦١
	٨	٠,٠٠٠٢	٠,٠٠٠١	٠,٠٢٦٩
	٩	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠١	٠,٠٢٦٩
	١٠	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٥٤
	١١	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٥

تابع : ملحق (٧) توزيع ذى الحدين

ن	ن١	ح١ ٠,٢٠	ح١ ٠,٢٥	ح١ ٠,٥٠
١٢	صفر	٠,٠٦٨٧	٠,٠٣١٧	٠,٠٠٠٢
	١	٠,٢٠٦٢	٠,١٢٦٧	٠,٠٠٢٩
	٢	٠,٢٨٣٥	٠,٢٣٢٣	٠,٠١٦١
	٣	٠,٢٣٦٢	٠,٢٥٨١	٠,٠٥٣٧
	٤	٠,١٣٢٩	٠,١٩٣٦	٠,١٢٠٨
	٥	٠,٠٥٣٢	٠,١٠٣٢	٠,١٩٣٤
	٦	٠,٠١٥٥	٠,٠٤٠١	٠,٢٢٥٦
	٧	٠,٠٠٣٣	٠,٠١١٥	٠,١٩٣٤
	٨	٠,٠٠٠٥	٠,٠٠٢٤	٠,١٢٠٨
	٩	٠,٠٠٠١	٠,٠٠٠٤	٠,٠٥٣٧
	١٠	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٠	٠,٠١٦١
	١١	,٠٠٠٠٠	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٢٩
	١٢	,٠٠٠٠٠	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٢
١٣	صفر	٠,٠٥٥٠	٠,٠٢٣٨	٠,٠٠٠١
	١	٠,١٧٨٧	٠,١٠٢٩	٠,٠٠١٦
	٢	٠,٢٦٨٠	٠,٢٠٥٩	٠,٠٠٩٥
	٣	٠,٢٤٥٧	٠,٢٥١٧	٠,٠٣٤٩
	٤	٠,١٥٣٥	٠,٢٠٩٧	٠,٠٨٧٣
	٥	٠,٠٦٩١	٠,١٢٥٨	٠,١٥٧١
	٦	٠,٠٢٣٠	٠,٠٥٥٩	٠,٢٠٩٥
	٧	٠,٠٠٥٨	٠,٠١٨٦	٠,٢٠٩٥
	٨	٠,٠٠١١	٠,٠٠٤٧	٠,١٥٧١
	٩	٠,٠٠٠١	٠,٠٠٠٩	٠,٠٨٧٣
	١٠	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠١	٠,٠٣٤٩
	١١	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٩٥
	١٢	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠١٦
	١٣	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠١
١٤	صفر	٠,٠٤٤٠	٠,٠١٧٨	٠,٠٠٠١
	١	٠,١٥٣٩	٠,٠٨٣٢	٠,٠٠٠٩
	٢	٠,٢٥٠١	٠,١٨٠٢	٠,٠٠٥٦
	٣	٠,٢٥٠١	٠,٢٤٠٢	٠,٠٢٢٢
	٤	٠,١٧٢٧	٠,٢٢٠٢	٠,٠٦١١
	٥	٠,٠٨٠٦	٠,١٤٦٨	٠,١٢٢٢
	٦	٠,٠٣٢٢	٠,٠٧٣٤	٠,١٨٣٣
	٧	٠,٠٠٩٦	٠,٠٢٨٠	٠,٢٠٩٥
	٨	٠,٠٠٢٠	٠,٠٠٨٢	٠,١٨٣٣
	٩	٠,٠٠٠٣	٠,٠٠١٨	٠,١٢٢٢
	١٠	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٣	٠,٠٦١١
	١١	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٠	٠,٠٢٢٢
	١٢	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٥٦
	١٣	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٩
	١٤	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٠

تابع : ملحق (٧) توزيع ذى الحدين

ن	ن١	ح١ ٠,٢٠	ح١ ٠,٢٥	ح١ ٠,٥٠
١٥	صفر	٠,٠٣٢٥	٠,٠١٣٤	,٠٠٠٠٠
	١	٠,١٣١٩	٠,٠٦٦٨	,٠٠٠٥٠
	٢	٠,٢٣٠٩	٠,١٥٥٩	,٠٠٣٢٠
	٣	٠,٢٥٠١	٠,٢٢٥٩	,٠١٣٩٠
	٤	٠,١٧٨٦	٠,٢٢٥٢	,٠٤١٧٠
	٥	٠,١٠٣٢	٠,١٦٥١	,٠٩١٦٠
	٦	٠,٠٤٣٠	٠,٠٩١٧	,١٥٢٧٠
	٧	٠,٠١٣٨	٠,٠٣٩٣	,١٩٦٤٠
	٨	٠,٠٠٣٥	٠,٠١٣١	,١٩٦٤٠
	٩	٠,٠٠٠٧	٠,٠٠٣٤	,١٥٢٧٠
	١٠	٠,٠٠٠١	٠,٠٠٠٧	,٠٩١٦٠
	١١	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠١	,٠٤١٧٠
	١٢	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٠	,٠١٣٩٠
	١٣	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٢٣
	١٤	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٥
	١٥	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٠
١٦	صفر	٠,٠٢٨١	٠,٠١٠٠	٠,٠٠٠٠
	١	٠,١١٢٦	٠,٠٥٢٥	٠,٠٠٠٢
	٢	٠,٢١١١	٠,١٣٣٦	٠,٠٠١٨
	٣	٠,٢٤٦٣	٠,٢٠٧٩	٠,٠٠٨٥
	٤	٠,٢٠٠١	٠,٢٢٥٢	٠,٠٢٧٨
	٥	٠,١٢٠١	٠,١٨٠٢	٠,٠٦٦٧
	٦	٠,٠٥٥٠	٠,١١٠١	٠,١٢٢٢
	٧	٠,٠١٩٧	٠,٠٥٢٤	٠,١٧٤٦
	٨	٠,٠٠٥٥	٠,٠١٩٧	٠,١٩٦٤
	٩	٠,٠٠١٢	٠,٠٠٥٨	٠,١٧٤٦
	١٠	٠,٠٠٠٢	٠,٠٠١٤	٠,١٢٢٢
	١١	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٢	٠,٠٦٦٧
	١٢	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٠	٠,٠٢٧٨
	١٣	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٨٥
	١٤	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠١٨
	١٥	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٢
	١٦	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٠
١٧	صفر	٠,٠٢٢٥	٠,٠٠٧٥	٠,٠٠٠٠
	١	٠,٠٩٥٧	٠,٠٤٢٦	٠,٠٠٠١
	٢	٠,١٩١٤	٠,١١٣٦	٠,٠٠١٠
	٣	٠,٢٢٩٣	٠,١٨٩٣	٠,٠٠٥٢
	٤	٠,٢٠٩٣	٠,٢٢٠٩	٠,٠١٨٢
	٥	٠,١٣٦١	٠,١٩١٤	٠,٠٤٧٢
	٦	٠,٠٦٨٠	٠,١٢٧٦	٠,٠٩٤٤
	٧	٠,٠٢٦٧	٠,٠٦٦٨	٠,١٤٨٤
	٨	٠,٠٠٨٤	٠,٠٢٧٩	٠,١٨٥٥

تابع : ملحق (٧) توزيع ذى الحدين

ن	ن١	ح١ = ٠,٢٠	ح١ = ٠,٢٥	ح١ = ٠,٥٠
	٩	٠,٠٠٢١	٠,٠٠٩٣	٠,١٨٥٥
	١٠	٠,٠٠٠٤	٠,٠٠٢٥	٠,١٤٨٤
	١١	٠,٠٠٠١	٠,٠٠٠٥	٠,٠٩٤٤
	١٢	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠١	٠,٠٤٧٢
	١٣	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٠	٠,٠١٨٢
	١٤	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٥٢
	١٥	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠١٠
	١٦	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠١
	١٧	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٠
١٨	صفر	٠,٠١٨٠	٠,٠٠٥٦	٠,٠٠٠٠
	١	٠,٠٨١١	٠,٠٣٣٨	٠,٠٠٠١
	٢	٠,١٧٢٣	٠,٠٩٥٨	٠,٠٠٠٦
	٣	٠,٢٢٩٧	٠,١٧٠٤	٠,٠٠٣١
	٤	٠,٢١٥٣	٠,٢١٣١	٠,٠١١٧
	٥	٠,١٥٠٧	٠,١٩٨٨	٠,٠٣٢٧
	٦	٠,٠٨١٦	٠,١٤٣٦	٠,٠٧٠٨
	٧	٠,٠٣٥٠	٠,٠٨٢٠	٠,١٢١٤
	٨	٠,٠١٢٠	٠,٠٣٧٦	٠,١٦٦٩
	٩	٠,٠٠٣٣	٠,٠١٣٩	٠,١٨٥٥
	١٠	٠,٠٠٠٨	٠,٠٠٤٢	٠,١٦٦٩
	١١	٠,٠٠٠١	٠,٠٠١٠	٠,١٢١٤
	١٢	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٢	٠,٠٧٠٨
	١٣	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٠	٠,٠٣٢٧
	١٤	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٠	٠,٠١١٧
	١٥	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٣١
	١٦	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٦
	١٧	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠١
	١٨	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٠
١٩	صفر	٠,٠١٤٤	٠,٠٠٤٢	٠,٠٠٠٠
	١	٠,٠٦٨٥	٠,٠٢٦٨	٠,٠٠٠٠
	٢	٠,١٥٤٠	٠,٠٨٠٣	٠,٠٠٠٣
	٣	٠,٢١٨٢	٠,١٥١٧	٠,٠٠١٨
	٤	٠,٢١٨٢	٠,٢٠٢٣	٠,٠٠٧٤
	٥	٠,١٦٣٦	٠,٢٠٢٣	٠,٠٢٢٢
	٦	٠,٠٩٥٥	٠,١٥٧٤	٠,٠٥١٨
	٧	٠,٠٤٤٣	٠,٠٩٧٤	٠,٠٩٦١
	٨	٠,٠١٦٦	٠,٠٤٨٧	٠,١٤٤٢
	٩	٠,٠٠٥١	٠,٠١٩٨	٠,١٧٦٢
	١٠	٠,٠٠١٣	٠,٠٠٦٦	٠,١٧٦٢
	١١	٠,٠٠٠٣	٠,٠٠١٨	٠,١٤٤٢
	١٢	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٤	٠,٠٩٦١
	١٣	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠١	٠,٠٥١٨

تابع : ملحق (٧) توزيع ذى الحدين

ن	ن١	ح١ ٠,٢٠	ح١ ٠,٢٥	ح١ ٠,٥٠
	١٤	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٠	٠,٠٢٢٢
	١٥	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٧٤
	١٦	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠١٨
	١٧	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٣
	١٨	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٠
	١٩	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٠
٢٠	صفر	٠,٠١١٥	٠,٠٠٣٢	٠,٠٠٠٠
	١	٠,٠٥٧٦	٠,٠٢١١	٠,٠٠٠٠
	٢	٠,١٣٦٩	٠,٠٦٦٩	٠,٠٠٠٢
	٣	٠,٢٠٥٤	٠,٠٣٣٩	٠,٠٠١١
	٤	٠,٢١٨٢	٠,١٧٩٧	٠,٠٠٤٦
	٥	٠,١٧٤٦	٠,٢١٢٣	٠,٠١٤٨
	٦	٠,١٠٩١	٠,١٦٨٦	٠,٠٣٧٠
	٧	٠,٠٥٤٥	٠,١١٢٤	٠,٠٧٣٩
	٨	٠,٠٢٢٢	٠,٠٦٠٩	٠,١٢٠١
	٩	٠,٠٠٧٤	٠,٠٢٧١	٠,١٦٠٢
	١٠	٠,٠٠٢٠	٠,٠٠٩٩	٠,١٧٦٢
	١١	٠,٠٠٠٥	٠,٠٠٣٠	٠,١٦٠٢
	١٢	٠,٠٠٠١	٠,٠٠٠٨	٠,١٢٠١
	١٣	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٢	٠,٠٧٣٩
	١٤	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٠	٠,٠٣٧٠
	١٥	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٠	٠,٠١٤٨
	١٦	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٤٦
	١٧	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠١١
	١٨	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٢
	١٩	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٠
	٢٠	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠٠٠

ملحق (٨)

القيم النظرية فى اختبار كولموجورف – سميرنوف لعينة واحدة

ن	مستوي الدلالة		ن	مستوي الدلالة	
	٠,٠٥	٠,١		٠,٠٥	٠,١
١	٠,٩٧٥	,٩٩	١٦	٠,٣٣	٠,٣٧
٢	٠,٨٤	,٩٠	١٧	٠,٣٢	٠,٣٦
٣	٠,٧١	,٧٨	١٨	٠,٣١	٠,٣٥
٤	٠,٦٢	,٦٩	١٩	٠,٣٠	٠,٣٤
٥	٠,٥٦	,٦٣	٢٠	٠,٢٩	٠,٣٣
٦	٠,٥٢	,٥٨	٢١	٠,٢٩	٠,٣٢
٧	٠,٤٨	,٥٤	٢٢	٠,٢٨	٠,٣١
٨	٠,٤٥	,٥١	٢٣	٠,٢٧	٠,٣١
٩	٠,٤٣	,٤٨	٢٤	٠,٢٧	٠,٣٠
١٠	٠,٤١	,٤٦	٢٥	٠,٢٦	٠,٣٠
١١	٠,٣٩	,٤٤	٢٦	٠,٢٦	٠,٢٩
١٢	٠,٣٨	,٤٢	٢٧	٠,٢٥	٠,٢٨
١٣	٠,٣٦	,٤٠	٢٨	٠,٢٥	٠,٢٨
١٤	٠,٣٥	,٣٩	٢٩	٠,٢٤	٠,٢٧
١٥	٠,٣٤	,٣٨	٣٠	٠,٢٤	٠,٢٧

ملحق (٩)

القـــيم (ت) النظـــرية

ن						
	اختبار ذو النهـاية الواحـدة					
	٠,١٠	٠,٠٥	٠,٠٢٥	٠,٠١	٠,٠٠٥	٠,٠٠٥
	اختبار ذو النهايتين					
	٠,٢٠	٠,١٠	٠,٠٥	٠,٠٢	٠,٠١	٠,٠٠١
١	٣,٠٧٨	٦,٣١٤	١٢,٧٠٦	٣١,٨٢١	٦٣,٦٥٧	٦٣٦,٦١٩
٢	١,٨٨٦	٢,٩٢٠	٤,٣٠٣	٦,٩٦٥	٩,٩٢٥	٣١,٥٩٨
٣	١,٦٣٨	٢,٣٥٣	٣,١٨٢	٤,٥٤١	٥,٨٤١	١٢,٩٤١
٤	١,٥٣٣	٢,١٣٢	٢,٧٧٦	٣,٧٤٧	٤,٦٠٤	٨,٦١٠
٥	١,٤٧٦	٠,٠١٥	٢,٥٧١	٣,٣٦٥	٤,٠٣٢	٦,٨٥٩
٦	١,٤٤٠	٠,٩٤٣	٢,٤٤٧	٠,١٤٣	٣,٧٠٧	٥,٩٥٩
٧	١,٤١٥	١,٨٩٥	٢,٣٦٥	٢,٩٩٨	٣,٤٩٩	٥,٤٠٥
٨	١,٣٩٧	١,٨٦٠	٢,٣٠٦	٢,٨٩٦	٣,٣٥٥	٥,٠٤١
٩	١,٣٨٣	١,٨٣٣	٢,٢٦٢	٢,٨٢١	٣,٢٥٠	٤,٧٨١
١٠	١,٣٧٢	١,٨١٢	٢,٢٢٠	٢,٧٦٤	٣,١٦٩	٤,٥٨٧
١١	١,٣٦٣	١,٧٩٦	٢,٢٠١	٢,٧١٨	٣,١٠٦	٤,٤٣٧
١٢	٠,٣٥٦	١,٧٨٢	٢,١٧٩	٢,٦٨١	٣,٠٥٥	٤,٣١٨
١٣	١,٣٥٠	١,٧٧١	٢,١٦٠	٢,٦٥٠	٣,٠١٢	٤,٢٢١
١٤	١,٣٤٥	١,٧٦١	٢,١٤٥	٢,٦٢٤	٢,٩٧٧	٤,١٤٠
١٥	١,٣٤١	١,٧٥٣	٢,١٣١	٢,٦٠٢	٢,٩٤٧	٤,٠٧٣
١٦	١,٣٣٧	١,٧٦٤	٢,١٢٠	٢,٥٨٣	٢,٩٢١	٤,٠١٥
١٧	١,٣٣٣	١,٧٤٠	٢,١١٠	٢,٥٦٧	٢,٨٩٨	٣,٩٦٥
١٨	١,٣٣٠	١,٧٣٤	٢,١٠١	٠,٥٥٢	٢,٨٧٨	٣,٩٢٢
١٩	١,٣٢٨	١,٧٢٩	٢,٠٩٣	٢,٥٣٩	٢,٨٦١	٣,٨٨٣
٢٠	١,٣٢٥	١,٧٢٥	٢,٠٨٦	٢,٥٢٨	٢,٨٤٥	٣,٨٥٠
٢١	١,٣٢٣	١,٧٢١	٢,٠٨٠	٢,٥١٨	٢,٨٣١	٣,٨١٩
٢٢	١,٣٢١	١,٧١٧	٢,٠٧٤	٢,٥٠٨	٢,٨١٩	٣,٧٩٢
٢٣	١,٣١٩	١,٧١٤	٢,٠٦٩	٢,٥٠٠	٢,٨٠٧	٣,٧٦٧
٢٤	١,٣١٨	١,٧١١	٠,٠٦٤	٢,٤٩٢	٢,٧٩٧	٣,٧٤٥
٢٥	١,٣١٦	١,٧٠٨	٢,٠٦٠	٢,٤٨٥	٢,٧٨٧	٣,٧٢٥
٢٦	١,٣١٥	١,٧٠٦	٢,٠٥٦	٢,٤٧٩	٢,٧٧٩	٣,٧٠٧
٢٧	١,٣١٤	١,٧٠٣	١,٠٥٢	٢,٤٧٣	٢,٧٧١	٣,٩٦٠
٢٨	١,٣١٣	١,٧٠١	٢,٠٤٨	٢,٤٦٧	٢,٧٦٣	٣,٦٧٤
٢٩	١,٣١١	١,٦٩٩	٢,٠٤٥	٢,٤٦٢	٢,٧٥٦	٣,٦٥٩
٣٠	١,٣١٠	١,٦٩٧	٢,٠٤٢	٢,٤٥٧	٢,٧٥٠	٣,٦٤٦
٤٠	١,٣٠٣	٠,٦٨٤	٢,٠٢١	٢,٤٢٣	٢,٧٠٤	٣,٥٥١
٦٠	١,٢٩٦	١,٦٧١	٢,٠٠٠	٢,٣٩٠	٢,٦٦٠	٣,٤٦٠
١٧٠	١,٢٨١	١,٦٥٨	١,٩٨٠	٢,٣٥٩	٢,٦١٧	٢,٣٧٣
∞	١,٢٨٢	١,٦٤٥	١,٩٦٠	٢,١٢٦	٢,٥٧٦	٣,٢٧٣

ملحق (١٠) : القيم النظرية (U) فى اختبار مان – وتنى للعينات الصغيرة (ن > ٩) ذيل واحد

ن١ U ى	ن٢ = ٣							
	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨
صفر	٠,٢٥٠	٠,١٠٠	٠,٠٥٠					
١	٠,٥٠٠	٠,٢٠٠	٠,١٠٠					
٢	٠,٧٥٠	٠,٤٠٠	٠,٢٠٠					
٣		٠,٦٠٠	٠,٣٥٠					
٤			٠,٥٠٠					
٥			٠,٦٥٠					

ن١ U ى	ن٢ = ٤							
	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨
صفر	٠,٤٠٠	٠,١٣٣	٠,٠٥٧	٠,٠٢٩				
١	٠,٤٠٠	٠,١٣٣	٠,٠٥٧	٠,٠٢٩				
٢	٠,٦٠٠	٠,٢٦٧	٠,١١٤	٠,٠٥٧				
٣		٠,٤٠٠	٠,٢٠٠	٠,١٠٠				
٤		٠,٦٠٠	٠,٣١٤	٠,١٧١				
٥			٠,٤٢٩	٠,٢٣٤				
٦			٠,٥٧١	٠,٣٤٣				
٧				٠,٤٤٣				
٨				٠,٥٧٧				

U ن١ / ى	ن٢ = ٣							
	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨
صفر	٠,١٦٧	٠,٠٤٧	٠,٠١٨	٠,٠٠٨	٠,٠٠٤			
١	٠,٣٣٣	٠,٠٩٥	٠,٠٣٦	٠,٠١٦	٠,٠٠٨			
٢	٠,٥٠٠	٠,١٩٠	٠,٠٧١	٠,٠٣٢	٠,٠١٦			
٣	٠,٦٦٧	٠,٢٨٦	٠,١٢٥	٠,٠٥٦	٠,٠٢٨			
٤		٠,٤٢٩	٠,١٩٦	٠,٠٩٥	٠,٠٤٨			
٥		٠,٥٧١	٠,٢٨٦	٠,١٤٣	٠,٠٧٥			
٦			٠,٣٩٣	٠,٢٠٦	٠,١١١			
٧			٠,٥٠٠	٠,٢٧٨	٠,١٥٥			
٨			٠,٦٠٧	٠,٣٦٥	٠,٢١٠			
٩				٠,٤٥٢	٠,٢٧٤			
١٠				٠,٥٤٨	٠,٣٤٥			
١١					٠,٤٢١			
١٢					٠,٥٠٠			
١٣					٠,٥٧٩			
١٤								

U ن١ / ى	ن٢ = ٤							
	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨
صفر	٠,١٤٣	٠,٠٣٦	٠,٠١٣	٠,٠٠٥	٠,٠٠٢	٠,٠٠١		
١	٠,٢٨٦	٠,٠٧١	٠,٠٢٤	٠,٠١٠	٠,٠٠٤	٠,٠٠٢		
٢	٠,٤٢٨	٠,١٤٣	٠,٠٤٨	٠,٠١٩	٠,٠٠٩	٠,٠٠٤		
٣	٠,٥٧١	٠,٢١٤	٠,٠٨٣	٠,٠٣٣	٠,٠١٥	٠,٠٠٨		
٤		٠,٣٢١	٠,١٣١	٠,٠٥٧	٠,٠٢٦	٠,٠١٣		
٥		٠,٤٢٩	٠,١٩٠	٠,٠٨٦	٠,٠٤١	٠,٠٢١		
٦		٠,٥٧١	٠,٢٧٤	٠,١٢٩	٠,٠٦٣	٠,٠٣٣		
٧			٠,٣٥٧	٠,١٧٦	٠,٠٨٩	٠,٠٤٧		
٨			٠,٥٤٢	٠,٢٣٨	٠,١٢٣	٠,٠٦٦		
٩			٠,٥٤٨	٠,٣٠٥	٠,١٦٥	٠,٠٩٠		
١٠				٠,٣٨١	٠,٢١٤	٠,١٢٠		
١١				٠,٤٥٧	٠,٢٦٨	٠,١٥٥		
١٢				٠,٥٤٥	٠,٣٣١	٠,١٩٧		
١٣					٠,٣٩٦	٠,٢٤٢		
١٤					٠,٤٦٥	٠,٢٩٤		
١٥					٠,٥٣٥	٠,٣٥٠		
١٦						٠,٤٠٩		
١٧						٠,٤٦٩		
١٨						٠,٥١٣		

ن$_1$ / U ى	ن$_2$ = ٣							
	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨
صفر	٠,١٢٥	٠,٠٢٨	٠,٠٠٨	٠,٠٠٣	٠,٠٠١	٠,٠٠١	٠,٠٠٠	
١	٠,٢٥٠	٠,٠٥٦	٠,٠٧٧	٠,٠٠٦	٠,٠٠٣	٠,٠٠١	٠,٠٠١	
٢	٠,٣٧٥	٠,١١١	٠,٠٢٣	٠,٠٠٢	٠,٠٠٥	٠,٠٠٢	٠,٠٠١	
٣	٠,٥٠٠	٠,٠٦٧	٠,٠٥٨	٠,٠٢١	٠,٠٠٩	٠,٠٠٤	٠,٠٠٢	
٤	٠,٦٢٥	٠,٢٥٠	٠,٥٩٢	٠,٠٣٦	٠,٠١٥	٠,٠٠٧	٠,٠٠٣	
٥		٠,٣٣٣	٠,١٣٣	٠,٠٥٥	٠,٠٢٤	٠,٠١١	٠,٠٠٦	
٦		٠,٤٤٤	٠,١٩٢	٠,٠٨٢	٠,٠٣٧	٠,٠١٧	٠,٠٠٩	
٧		٠,٥٥٦	٠,٢٥٨	٠,١١٥	٠,٠٥٣	٠,٠٢٦	٠,٠١٣	
٨			٠,٣٣٣	٠,١٥٨	٠,٠٧٤	٠,٠٣٧	٠,٠١٩	
٩			٠,٤١٧	٠,٢٠٦	٠,١٠١	٠,٠٥١	٠,٠٢٧	
١٠			٠,٥٠٠٠	٠,٢٦٤	٠,١٣٤	٠,٠٦٩	٠,٠٣٦	
١١			٠,٥٨٣	٠,٣٢٤	٠,١٧٢	٠,٠٩٠	٠,٠٤٩	
١٢				٠,٣٩٤	٠,٢١٦	٠,١١٧	٠,٠٦٤	
١٣				٠,٤٦٤	٠,٢٦٥	٠,١٤٧	٠,٠٨٢	
١٤				٠,٥٣٨	٠,٣١٩	٠,١٨٣	٠,١٠٤	
١٥					٠,٣٧٨	٠,٢٢٣	٠,١٣٠	
١٦					٠,٤٣٨	٠,٢٦٧	٠,١٥٩	

ن$_1$ / U ى	ن$_2$ = ٤							
	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨
صفر	٠,١١١	٠,٠٢٢	٠,٠٠٦	٠,٠٠٢	٠,٠٠١٠	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠
١	٠,٢٢٢	٠,٠٤٤	٠,٠١٢	٠,٠٠٤	٠,٠٠٢	٠,٠٠١	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠
٢	٠,٣٣٣	٠,٠٨٩	٠,٠٢٤	٠,٠٠٨	٠,٠٠٣	٠,٠٠١	٠,٠٠١	٠,٠٠٠
٣	٠,٤٤٤	٠,١٣٣	٠,٤٣	٠,٠١٤٠	٠,٠٠٥	٠,٠٠٢	٠,٠٠١	٠,٠٠١
٤	٠,٥٥٦	٠,٢٠٠	٠,٠٧٦	٠,٠٢٤	٠,٠٠٩	٠,٠٠٤	٠,٠٠٢	٠,٠٠١
٥		٠,٢٦٧	٠,٠٩٧	٠,٣٦	٠,٠١٥	٠,٠٠٦	٠,٠٠٣	٠,٠٠١
٦		٠,٣٥٦	٠,١٣٩	٠,٠٥٥	٠,٠٢٣	٠,٠١٠	٠,٠٠٥	٠,٠٠٢
٧		٠,٤٤٤	٠,١٨٨	٠,٠٧٧	٠,٠٣٣	٠,٠١٥	٠,٠٠٧	٠,٠٠٣
٨		٠,٥٥٦	٠,٢٤٨	٠,١٠٧	٠,٠٤٧	٠,٠٢١	٠,٠١٠	٠,٠٠٥
٩			٠,٣١٥	٠,١٤١	٠,٠٦٤	٠,٠٣٠	٠,٠١٤	٠,٠٠٧
١٠			٠,٣٨٧	٠,١٨٤	٠,٠٨٥	٠,٠٤١	٠,٠٢٠	٠,٠١٠
١١			٠,٤٦١	٠,٢٣٠	٠,١١١	٠,٠٥٤	٠,٠٢٧	٠,٠١٤
١٢			٠,٥٣٩	٠,٢٨٥	٠,١٤٢	٠,٠٧١	٠,٠٣٦	٠,٠١٩
١٣				٠,٣٤١	٠,١٧٧	٠,٠٩١	٠,٠٤٧	٠,٠٢٥
١٤				٠,٤٠٤	٠,٢١٧	٠,١١٤	٠,٠٦٠	٠,٠٣٢
١٥				٠,٤٦٧	٠,٢٦٢	٠,١٤١	٠,٠٧٦	٠,٠٤١
١٦				٠,٥٣٣	٠,٣١١	٠,١٧٢	٠,٠٩٥	٠,٠٥٢

ن١ U ى	ن٢ = ٣							
	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨
١٧					٠,٥٠٠	٠,٣١٤	٠,١٩١	
١٨					٠,٥٦٢	٠,٣٦٥	٠,٢٢٨	
١٩						٠,٤١٨	٠,٢٦٧	
٢٠						٠,٤٧٣	٠,٣١٠	
٢١						٠,٥٢٧	٠,٣٥٥	
٢٢							٠,٤٠٢	
٢٣							٠,٤٥١	
٢٤							٠,٥٠٠	
٢٥							٠,٥٤٩	
٢٦								

ن١ U ى	ن٢ = ٤							
	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨
١٧					٠,٣٦٢	٠,٢٠٧	٠,١١٦	٠,٠٦٥
١٨					٠,٤١٦	٠,٢٤٥	٠,١٤٠	٠,٠٨٠
١٩					٠,٤٧٢	٠,٢٨٦	٠,١٦٨	٠,٠٩٧
٢٠					٠,٥٢٨	٠,٣٣١	٠,١٩٨	٠,١١٧
٢١						٠,٣٧٧	٠,٢٣٢	٠,١٣٩
٢٢						٠,٤٢٦	٠,٢٦٨	٠,١٦٤
٢٣						٠,٤٧٥	٠,٣٠٦	٠,١٩١
٢٤						٠,٥٢٥	٠,٣٤٧	٠,٢٢١
٢٥							٠,٣٨٩	٠,٢٥٣
٢٦							٠,٤٣٢	٠,٢٨٧
٢٧							٠,٤٧٨	٠,٣٢٣
٢٨							٠,٥٢٢	٠,٣٦٠
٢٩								٠,٣٩٩
٣٠								٠,٤٣٩
٣١								٠,٤٨٠
٣٢								٠,٥٢٠

ملحق (١٠) – القيم النظرية فى اختبار مان–وتنى (حجم العينة متوسط)

* عند مستوى دلالة ٠,٠٠١ لاختبار ذيل واحد ، وعند مستوى ٠,٠٠٢ لاختبار ذيلين

ن٢ / ن١	عينة أكبر											
	٩	١٠	١١	١٢	١٣	١٤	١٥	١٦	١٧	١٨	١٩	٢٠
١												
٢												
٣									صفر	صفر	صفر	صفر
٤		صفر	صفر	صفر	١	١	١	٢	٢	٣	٣	٣
٥	١	١	٢	٢	٣	٣	٤	٥	٥	٦	٧	٧
٦	٢	٣	٤	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١١	١٢
٧	٣	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١١	١٣	١٤	١٥	١٦
٨	٥	٦	٨	٩	١١	١٢	١٤	١٥	١٧	١٨	٢٠	٢١
٩	٧	٨	١٠	١٢	١٤	١٥	١٧	١٩	٢١	٢٣	٢٥	٢٦
١٠	٨	١٠	١٢	١٤	١٧	١٩	٢١	٢٣	٢٥	٢٧	٢٩	٣٢
١١	١٠	١٢	١٥	١٧	٢٠	٢٢	٢٤	٢٧	٢٩	٣٢	٣٤	٣٧
١٢	١٢	١٤	١٧	٢٠	٢٣	٢٥	٢٨	٣١	٣٤	٣٧	٤٠	٤٢
١٣	١٤	١٧	٢٠	٢٢	٢٦	٢٩	٣٢	٣٥	٣٥	٤٢	٤٥	٤٨
١٤	١٥	١٩	٢٢	٢٥	٢٩	٣٢	٣٦	٣٩	٤٣	٤٦	٥٠	٥٤
١٥	١٧	٢١	٢٤	٢٨	٣٢	٣٦	٤٠	٤٣	٤٧	٥١	٥٥	٥٩
١٦	١٩	٢٣	٢٧	٣١	٣٥	٣٩	٤٣	٤٨	٥٢	٥٦	٦٠	٦٥
١٧	٢١	٢٥	٢٩	٣٤	٣٨	٤٣	٤٧	٥٢	٥٧	٦١	٦٦	٧٠
١٨	٢٣	٢٧	٣٢	٣٧	٤٢	٤٦	٥١	٥٦	٦١	٦٦	٧١	٧٦
١٩	٢٠	٢٩	٣٤	٤٠	٤٥	٥٠	٥٥	٦٠	٦٦	٧١	٧٧	٨٢
٢٠	٢٦	٣٢	٣٧	٤٢	٤٨	٥٤	٥٩	٦٥	٧٠	٧٦	٨٢	٨٨

القيم النظرية فى اختبار مان-ويتنى (حجم العينة متوسط)

* عند مستوى دلالة ٠,٠١ لاختبار ذيل واحد ، ٠,٠٢ لاختبار ذيلين

$ن_2$ / $ن_1$	٩	١٠	١١	١٢	١٣	١٤	١٥	١٦	١٧	١٨	١٩	٢٠
	عينة أكبر											
١												
٢					صفر	صفر	صفر	صفر	صفر	صفر	١	١
٣	١	١	١	٢	٢	٢	٣	٣	٤	٤	٤	٥
٤	٣	٣	٤	٥	٥	٦	٧	٧	٨	٩	٩	١٠
٥	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١١	١٢	١٣	١٤	١٥	١٦
٦	٧	٨	٩	١١	١٢	١٣	١٥	١٦	١٨	١٩	٢٠	٢٢
٧	٩	١١	١٢	١٤	١٦	١٧	١٩	٢١	٢٣	٢٤	٢٦	٢٨
٨	١١	١٣	١٥	١٧	٢٠	٢٢	٢٤	٢٦	٢٨	٣٠	٣٢	٣٤
٩	١٤	١٦	١٨	٢١	٢٣	٢٦	٢٨	٣١	٣٣	٣٦	٣٨	٤٠
١٠	١٦	١٩	٢٢	٢٤	٢٧	٣٠	٣٣	٣٦	٣٨	٤١	٤٤	٤٧
١١	١٨	٢٢	٢٥	٢٨	٣١	٣٤	٣٨	٤١	٤٤	٤٧	٥٠	٥٣
١٢	٢١	٢٤	٢٨	٣١	٣٥	٣٨	٤٢	٤٦	٤٩	٥٣	٥٦	٦٠
١٣	٢٣	٢٧	٣١	٣٥	٣٩	٤٣	٤٧	٥١	٥٥	٥٩	٦٣	٦٧
١٤	٢٦	٣٠	٣٤	٣٨	٤٣	٤٧	٥١	٥٦	٦٠	٦٥	٦٩	٧٣
١٥	٢٨	٣٣	٣٧	٤٢	٤٧	٥١	٥٦	٦١	٦٦	٧٠	٧٥	٨٠
١٦	٣١	٣٦	٤١	٤٦	٥١	٥٦	٦١	٦٦	٧١	٧٦	٨٢	٨٧
١٧	٣٣	٣٨	٤٤	٤٩	٥٥	٦٠	٦٦	٧١	٧٧	٨٢	٨٨	٩٤
١٨	٣٦	٤١	٤٧	٥٣	٥٩	٦٥	٧٠	٧٦	٨٢	٨٨	٩٤	١٠٠
١٩	٣٨	٤٤	٥٠	٥٦	٦٣	٦٩	٧٥	٨٢	٨٨	٩٤	١٠١	١٠٧
٢٠	٤٠	٤٧	٧٣	٦٠	٦٧	٧٣	٨٠	٨٣	٩٣	١٠٠	١٠٧	١١٤

القيم النظرية فى اختبار مان–وتنى (حجم العينة متوسط)

* عند مستوى دلالة ٠,٠٢٥ لاختبار ذيل واحد ، ٠,٠٥ لاختبار ذيلين

ن٢	عـــينة أكـــــبر											
ن١	٩	١٠	١١	١٢	١٣	١٤	١٥	١٦	١٧	١٨	١٩	٢٠
١												
٢	صفر	صفر	صفر	١	١	١	١	١	٢	٢	٢	٢
٣	٢	٣	٣	٤	٤	٥	٥	٦	٦	٧	٧	٨
٤	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١١	١١	١٢	١٣	١٣
٥	٧	٨	٩	١١	١٢	١٣	١٤	١٥	١٧	١٨	١٩	٢٠
٦	١٠	١١	١٣	١٤	١٦	١٧	١٩	٢١	٢٢	٢٤	٢٥	٢٧
٧	١٢	١٤	١٦	١٨	٢٠	٢٢	٢٤	٢٦	٢٨	٣٠	٣٢	٣٤
٨	١٥	١٧	١٩	٢٢	٢٤	٢٦	٢٩	٣١	٣٤	٣٦	٣٨	٤١
٩	١٧	٢٠	٢٣	٢٦	٢٨	٣١	٣٤	٣٧	٣٩	٤٢	٤٥	٤٨
١٠	٢٠	٢٣	٢٦	٢٩	٣٣	٣٦	٣٩	٤٢	٤٥	٤٨	٥٢	٥٥
١١	٢٣	٢٦	٣٠	٣٣	٣٧	٤٠	٤٤	٤٧	٥١	٥٥	٥٨	٦٢
١٢	٢٦	٢٩	٣٣	٣٧	٤١	٤٥	٤٩	٥٣	٥٧	٦١	٦٥	٦٩
١٣	٢٨	٣٣	٣٧	٤١	٤٥	٥٠	٥٤	٥٩	٦٣	٦٧	٧٢	٧٦
١٤	٣١	٣٦	٤٠	٤٥	٥٠	٥٥	٥٩	٦٤	٦٧	٧٤	٧٨	٨٣
١٥	٣٤	٣٩	٤٤	٤٩	٥٤	٥٩	٦٤	٧٠	٧٥	٨٠	٨٥	٩٠
١٦	٣٧	٤٢	٤٧	٥٣	٥٩	٦٤	٧٠	٧٥	٨١	٨٦	٩٢	٩٨
١٧	٣٩	٤٥	٥١	٥٧	٣٦	٦٧	٧٥	٨١	٨٧	٩٣	٩٩	١٠٥
١٨	٤٢	٤٨	٥٥	٦١	٦٧	٧٤	٨٠	٨٦	٩٣	٩٩	١٠٦	١١٢
١٩	٤٥	٥٢	٥٨	٦٥	٧٢	٧٨	٨٥	٩٢	٩٩	١٠٦	١١٣	١١٩
٢٠	٤٨	٥٥	٦٢	٩٦	٧٦	٨٣	٩٠	٩٨	١٠٥	١١٢	١١٩	١٢٧

القيم النظرية فى اختبار مان–وتنى (حجم العينة متوسط)

* عند مستوى دلالة ٠,٠٥ لاختبار ذيل واحد ، ٠,١٠ لاختبار ذيلين

ن٢	عـــينة أكـــــبر											
ن١	٩	١٠	١١	١٢	١٣	١٤	١٥	١٦	١٧	١٨	١٩	٢٠
١											صفر	صفر
٢	١	١	١	٢	٢	٢	٣	٣	٣	٤	٤	٤
٣	٣	٤	٥	٥	٦	٧	٧	٨	٩	٩	١٠	١١
٤	٦	٧	٨	٩	١٠	١١	١٢	١٤	١٥	١٦	١٧	١٨
٥	٩	١١	١٢	١٣	١٥	١٦	١٨	١٩	٢٠	٢٢	٢٣	٢٥
٦	١٢	١٤	١٦	١٧	١٩	٢١	٢٣	٢٥	٢٦	٢٨	٣٠	٣٢
٧	١٥	١٧	١٩	٢١	٢٤	٢٦	٢٨	٣٠	٣٣	٣٥	٣٧	٣٩
٨	١٨	٢٠	٢٣	٢٦	٢٨	٣١	٣٣	٣٦	٣٩	٤١	٤٤	٤٧
٩	٢١	٢٤	٢٧	٣٠	٣٣	٣٦	٣٩	٤٢	٤٥	٤٨	٥١	٥٤
١٠	٢٤	٢٧	٣١	٣٤	٣٧	٤١	٤٤	٤٨	٥١	٥٥	٥٨	٦٢
١١	٢٧	٣١	٣٤	٣٨	٤٢	٤٦	٥٠	٥٤	٥٧	٦١	٦٥	٦٩
١٢	٣٠	٣٤	٣٨	٤٢	٤٧	٥١	٥٥	٦٠	٦٤	٦٨	٧٢	٧٧
١٣	٣٣	٣٧	٤٢	٤٧	٥١	٥٦	٦١	٦٥	٧٠	٧٥	٨٠	٨٤
١٤	٣٦	٤١	٤٦	٥١	٥٦	٦١	٦٦	٧١	٧٧	٨٢	٨٧	٩٢
١٥	٣٩	٤٤	٥٠	٥٥	٦١	٦٦	٧٢	٧٧	٨٣	٨٨	٩٤	١٠٠
١٦	٤٢	٤٨	٥٤	٦٠	٦٥	٧١	٧٧	٨٣	٨٩	٩٥	١٠١	١٠٧
١٧	٤٥	٥١	٥٧	٦٤	٧٠	٧٧	٨٣	٨٩	٩٦	١٠٢	١٠٩	١١٥
١٨	٤٨	٥٥	٦١	٦٨	٧٥	٨٢	٨٨	٩٥	١٠٢	١٠٩	١١٦	١٢٣
١٩	٥١	٥٨	٦٥	٧٢	٨٠	٨٧	٤٩	١٠١	١٠٩	١١٦	١٢٣	١٣٠
٢٠	٥٤	٦٢	٦٩	٧٧	٨٤	٩٢	١٠٠	١٠٧	١١٥	١٢٣	١٣٠	١٣٨

ملحق (١١)

القيم النظرية لاختبار الإشارة

ن	اختبار ذو النهاية الواحدة					
	٠,١٠٠	٠,٠٥٠	٠,٠٢٥	٠,٠١٠	٠,٠٠٥	٠,٠٠٠٥
	اختبار ذو النهايتين					
	٠,٢٠٠	٠,١٠٠	٠,٠٥٠	٠,٠٢٠	٠,٠١٠	٠,٠٠١
٤	٠					
٥	٠	٠				
٦	٠	٠	٠			
٧	١	٠	٠	٠		
٨	١	١	٠	٠	٠	
٩	٢	١	١	٠	٠	
١٠	٢	١	١	٠	٠	
١١	٢	٢	١	١	٠	٠
١٢	٣	٢	٢	١	١	٠
١٣	٣	٣	١	٢	١	٠
١٤	٣	٣	٢	٢	١	٠
١٥	٤	٣	٣	٢	٢	١
١٦	٤	٤	٣	٢	٢	١
١٧	٥	٤	٤	٣	٢	١
١٨	٥	٥	٤	٣	٣	١
١٩	٦	٥	٤	٤	٣	٢
٢٠	٦	٥	٥	٤	٣	٢
٢١	٧	٦	٥	٤	٤	٢
٢٢	٧	٦	٥	٥	٤	٣
٢٣	٧	٧	٦	٥	٤	٣
٢٤	٨	٧	٦	٥	٥	٣
٢٥	٨	٧	٧	٦	٥	٤

ن	اختبار ذو النهاية الواحدة					
	٠,١٠٠	٠,٠٥٠	٠,٠٢٥	٠,٠١٠	٠,٠٠٥	٠,٠٠٠٥
	اختبار ذو النهايتين					
	٠,٢٠٠	٠,١٠٠	٠,٠٥٠	٠,٠٢٠	٠,٠١٠	٠,٠٠١
٢٦	٩	٨	٧	٦	٦	٤
٢٧	٩	٨	٧	٧	٦	٥
٢٨	١٠	٩	٨	٧	٦	٥
٢٩	١٠	٩	٨	٧	٧	٥
٣٠	١٠	١٠	٩	٨	٧	٥
٣١	١١	١٠	٩	٨	٧	٦
٣٢	١١	١٠	٩	٨	٨	٦
٣٣	١٢	١١	١٠	٩	٨	٦
٣٤	١٢	١١	١٠	٩	٩	٧
٣٥	١٣	١٢	١١	١٠	٩	٧
٣٦	١٣	١٢	١١	١٠	٩	٧
٣٧	١٤	١٣	١٢	١٠	١٠	٨
٣٨	١٤	١٣	١٢	١١	١٠	٨
٣٩	١٥	١٣	١٢	١١	١١	٨
٤٠	١٥	١٤	١٣	١٢	١١	٩
٤١	١٥	١٤	١٣	١٢	١١	٩
٤٢	١٦	١٥	١٤	١٣	١٢	١٠
٣٤	١٦	١٥	١٤	١٣	١٢	١٠
٤٤	١٧	١٦	١٥	١٣	١٣	١٠
٤٥	١٧	١٦	١٥	١٤	١٣	١١
٤٦	١٨	١٦	١٥	١٤	١٣	١١
٤٧	١٨	١٧	١٦	١٥	١٤	١١
٤٨	١٩	١٧	١٦	١٥	١٤	١٢
٤٩	١٩	١٨	١٧	١٥	١٥	١٢
٥٠	١٩	١٨	١٧	١٦	١٥	١٣

ملحق (١٢)

القيم النظرية (T) لاختبار ولكوكسن لعينتين مترابطتين

ن	اختبار ذو النهاية الواحدة				
	٠,٠٥	٠,٠٢٥	٠,٠١	٠,٠٠٥	٠,٠٠١
	اختبار ذو النهايتين				
	٠,١٠	٠,٠٥	٠,٠٢	٠,٠١	٠,٠٠٢
٦	٢	صفر			
٧	٣	٢	صفر		
٨	٥	٣	١	صفر	
٩	٨	٥	٣	٢	
١٠	١٠	٨	٥	٣	صفر
١١	١٣	١٠	٧	٥	١
١٢	١٧	١٣	٩	٧	٢
١٣	٢١	١٧	١٢	١٠	٤
١٤	٢٥	٢١	١٥	١٣	٦
١٥	٣٠	٢٥	١٩	١٦	٨
١٦	٣٥	٣٩	٢٣	٢٠	١١
١٧	٤١	٣٤	٢٧	٢٣	١٤
١٨	٤٧	٤٠	٣٢	٢٨	١٨
١٩	٥٣	٤٦	٣٧	٣٢	٢١
٢٠	٦٠	٥٢	٤٣	٣٨	٢٦
٢١	٦٧	٥٨	٤٩	٤٣	٣٠
٢٢	٧٥	٦٥	٥٥	٤٩	٣٥
٢٣	٨٣	٧٣	٢٦	٥٥	٤٠
٢٤	٩١	٨١	٦٩	٦١	٤٥
٢٥	١٠٠	٨٩	٧٦	٦٨	٥١

ملحق (١٣) القيم النظرية (H)

فى اختبار كروسكال واليز لتحليل التباين من الدرجة الأولى للرتب

عدد العينات (الاختيارات) = ٣

ن	٠,٠٥	٠,٠١
٢ : ٢ : ٢		
٣ : ٢ : ١		
٣ : ٢ : ٢	٤,٧١٤	
٣ : ٣ : ١	٥,١٤٧	
٣ : ٣ : ٢	٥,٣٦١	
٣ : ٣ : ٣	٥,٦٠٠	٧,٢٠٠
٤ : ٢ : ١		
٤ : ٢ : ٢	٥,٣٣٣	
٤ : ٣ : ١	٥,٢٠٨	
٤ : ٣ : ٢	٥,٤٤٤	٦,٤٤٤
٤ : ٣ : ٣	٥,٧٩١	٦,٧٤٥
٤ : ٤ : ١	٤,٩٦٧	٦,٦٦٧
٤ : ٤ : ٢	٥,٤٥٥	٧,٠٣٦
٤ : ٤ : ٣	٥,٥٩٨	٧,١٤٤
٤ : ٤ : ٤	٥,٦٩٢	٧,٦٥٤
٥ : ٢ : ١	٥,٠٠٠	
٥ : ٢ : ٢	٥,١٦٠	٦,٥٣٣
٥ : ٣ : ١	٤,٩٦٠	
٥ : ٣ : ٢	٥,٢٥١	٦,٩٠٩
٥ : ٣ : ٣	٥,٦٤٨	٧,٠٧٩
٥ : ٤ : ١	٤,٩٨٥	٦,٩٥٥
٥ : ٤ : ٢	٥,٢٧٣	٧,٢٠٥
٥ : ٤ : ٣	٥,٦٥٦	٧,٤٤٥
٥ : ٤ : ٤	٥,٦٥٧	٧,٧٦٠
٥ : ٥ : ١	٥,١٢٧	٧,٣٠٩
٥ : ٥ : ٢	٥,٣٣٨	٧,٣٣٨
٥ : ٥ : ٣	٥,٧٠٥	٧,٥٧٨
٥ : ٥ : ٤	٥,٦٦٦	٧,٨٢٣
٥ : ٥ : ٥	٥,٧٨٠	٨,٠٠٠

ن	٠,٠٥	٠,٠١
٦ : ١ : ١		
٦ : ٢ : ١	٤,٨٢٢	
٦ : ٢ : ٢	٥,٣٤٥	٦,٦٥٥
٦ : ٣ : ١	٤,٨٥٥	٦,٨٧٣
٦ : ٣ : ٢	٥,٣٤٨	٦,٩٧٠
٦ : ٣ : ٣	٥,٦١٥	٧,٤١٠
٦ : ٤ : ١	٤,٩٤٧	٧,١٠٦
٦ : ٤ : ٢	٥,٣٤٠	٧,٣٤٠
٦ : ٤ : ٣	٥,٦١٠	٧,٥٠٠
٦ : ٤ : ٤	٥,٦٨١	٧,٧٩٥
٦ : ٥ : ١	٤,٩٩٠	٧,١٨٢
٦ : ٥ : ٢	٥,٣٣٨	٧,٣٧٦
٦ : ٥ : ٣	٥,٦٠٢	٧,٥٩٠
٦ : ٥ : ٤	٥,٦٦١	٩,٩٣٦
٦ : ٥ : ٥	٥,٧٢٩	٨,٠٢٨
٦ : ٦ : ١	٤,٤٩٤٥	٧,١٢١
٦ : ٦ : ٢	٥,٤١٠	٧,٤٦٧
٦ : ٦ : ٣	٥,٦٢٥	٧,٧٢٥
٦ : ٦ : ٤	٥,٧٢٤	٨,٠٠٠
٦ : ٦ : ٥	٥,٧٦٥	٨,١٢٤
٦ : ٦ : ٦	٥,٨٠١	٨,٢٢٢
٧ : ٧ : ٧	٥,٨١٩	٨,٣٧٨
٨ : ٨ : ٨	٥,٨٠٥	٨,٤٦٥

تابع : ملحق (١٣) القيم النظرية (H)
فى اختبار كروسكال واليز لتحليل التباين من الدرجة الأولى للرتب

عدد العينات (الاختيارات) = ٤					
ن	٠,٠٥	٠,٠١	ن	٠,٠٥	٠,٠١
٢ : ٢ : ١ : ١			٤ : ٣ : ١ : ١	٦,١٧٨	٧,٠٦٧
٢ : ٢ : ٢ : ١	٥,٦٧٩		٤ : ٣ : ٢ : ١	٦,٣٠٩	٧,٤٥٥
٢ : ٢ : ٢ : ٢	٦,١٦٧	٦,٦٦٧	٤ : ٣ : ٢ : ٢	٦,٦٢١	٧,٨٧١
٣ : ١ : ١ : ١			٤ : ٣ : ٣ : ١	٦,٥٤٥	٧,٧٥٨
٣ : ٢ : ١ : ١			٤ : ٣ : ٣ : ٢	٦,٧٩٥	٨,٢٣٣
٣ : ٢ : ٢ : ١	٥,٨٣٣		٤ : ٣ : ٣ : ٣	٦,٩٨٤	٨,٦٥٩
٣ : ٢ : ٢ : ٢	٦,٣٣٣	٧,١٣٣	٤ : ٤ : ١ : ١	٥,٩٤٥	٧,٩٠٩
٣ : ٣ : ١ : ١	٦,٣٣٣		٤ : ٤ : ٢ : ١	٦,٣٨٦	٧,٩٠٩
٣ : ٣ : ٢ : ١	٦,٢٤٤	٧,٢٠٠	٤ : ٤ : ٢ : ٢	٦,٧٣١	٨,٣٤٦
٣ : ٣ : ٢ : ٢	٦,٥٢٧	٧,٦٣٦	٤ : ٤ : ٣ : ١	٦,٦٣٥	٨,٢٣١
٣ : ٣ : ٣ : ١	٦,٦٠٠	٧,٤٠٠	٤ : ٤ : ٣ : ٢	٦,٨٧٤	٨,٦٢١
٣ : ٣ : ٣ : ٢	٦,٦٢٧	٨,٠١٥	٤ : ٤ : ٣ : ٣	٧,٠٣٨	٨,٨٧٦
٣ : ٣ : ٣ : ٣	٧,٠٠٠	٨,٥٣٨	٤ : ٤ : ٤ : ١	٦,٧٢٥	٨,٥٨٨
٤ : ١ : ١ : ١			٤ : ٤ : ٤ : ٢	٦,٩٥٧	٨,٨٧١
٤ : ٢ : ١ : ١	٥,٨٣٣		٤ : ٤ : ٤ : ٣	٧,١٤٢	٩,٠٧٥
٤ : ٢ : ٢ : ١	٦,١٣٣	٧,٠٠٠	٤ : ٤ : ٤ : ٤	٧,٢٣٥	٩,٢٨٧
٤ : ٢ : ٢ : ٢	٦,٥٤٥	٧,٣٩١			

تابع : ملحق (١٣) القيم النظرية (H)
فى اختبار كروسكال واليز لتحليل التباين من الدرجة الأولى للرتب

عدد العينات (الاختيارات) = ٥					
ن	٠,٠٥	٠,٠١	ن	٠,٠٥	٠,٠١
١ : ١ : ١ : ٢: ٢			١ : ٢ : ٢ : ٣ : ٣	٧,٢٠٠	٨,٠٧٣
			١ : ٢ : ٢ : ٢ : ٣	٧,٥٩١	٨,٥٧٦
			٢ : ٢ : ٢ : ٣ : ٣	٧,٩١٠	٩,١١٥
١ : ١ : ٢ : ٢: ٢	٦,٧٥٠				
١ : ٢ : ٢ : ٢ : ٢	٧,١٣٣	٧,٥٣٣	١ : ١ : ٣ : ٣ : ٣	٧,٥٧٦	٨,٤٢٤
٢: ٢ : ٢ : ٢ : ٢	٧,٤١٨	٨,٢٩١			
			١ : ٢ : ٣ : ٣ : ٣	٧,٧٦٩	٩,٠٥١
			٢ : ٢ : ٣ : ٣ : ٣	٨,٠٤٤	٩,٥٠٥
١ : ١ : ١ : ١ : ٣	٦,٥٨٣				
			١ : ٣ : ٣ : ٣ : ٣	٨,٠٠٠	٩,٤٥١
١ : ١ : ١ : ٢ : ٣	٦,٨٠٠	٧,٦٠٠	٢ : ٣ : ٣ : ٣ : ٣	٨,٢٠٠	٩,٨٧٦
			٣ : ٣ : ٢ : ٢ : ٢	٨,٣٣٣	١٠,٢٠٠
١ : ١ : ٢ : ٢ : ٣	٧,٣٠٩	٨,١٢٧			
	٧,٦٨٢	٨,٦٨٢			
١ : ٢ : ٢ : ٢ : ٣					
٢ : ٢ : ٢ : ٢ : ٣	٧,٧١١				
١ : ١ : ١ : ٢ : ٣					

ملحق (١٤)

القيم النظرية فى اختبار تحليل التباين من الدرجة الثانية – لفريدمان

م : عدد الاختيارات = ٣					
ن	مستوي الدلالة		ن	مستوي الدلالة	
	٠,٠٥	٠,٠١		٠,٠٥	٠,٠١
			٢٦	٦,٠٧٧	٩,٣٠٨
			٢٧	٦,٠٠٠	٩,٤٠٧
			٢٨	٦,٥٠٠	٩,٢١٤
٢			٢٩	٦,٢٧٦	٩,١٧٢
٣	٦,٠٠٠	٨,٠٠٠	٣٠	٦,٢٠٠	٩,٢٦٧
٤	٦,٥٠٠	٨,٤٠٠			
٥	٦,٤٠٠		٣١	٦,٠٠٠	٩,٢٩٠
			٣٢	٦,٠٦٣	٩,٢٥٠
٦	٧,٠٠٠	٩,٠٠٠	٣٣	٦,٠٦١	٩,١٥٢
٧	٧,١٤٣	٨,٨٥٧	٣٤	٦,٠٥٩	٩,١٧٦
٨	٦,٢٥٠	٩,٠٠٠	٣٥	٦,١٧١	٩,٣١٤
٩	٦,٢٢٢	٩,٥٥٦			
١٠	٦,٠٠٠	٩,٦٠٠	٣٦	٦,١٦٧	٩,٣٨٩
			٣٧	٦,٠٥٤	٩,٢٤٣
١١	٦,٥٤٥	٩,٤٥٥	٣٨	٦,١٥٨	٩,٠٥٣
١٢	٦,٥٠٠	٩,٥٠٠	٣٩	٦,٠٠٠	٩,٢٨٢
١٣	٦,٦١٥	٩,٣٨٥	٤٠	٦,٠٥٠	٩,١٥٠
١٤	٦,١٤٣	٩,١٤٣			
١٥	٦,٤٠٠	٨,٩٣٣			
			٤١	٦,١٩٥	٩,٣٦٦
١٦	٦,٥٠٠	٩,٣٧٥	٤٢	٦,١٤٣	٩,١٩٠
١٧	٦,١١٨	٩,٢٩٤	٤٣	٦,١٨٦	٩,٢٥٦
١٨	٦,٣٣٣	٩,٠٠٠	٤٤	٦,٣١٨	٩,١٣٦
١٩	٦,٤٢١	٩,٥٧٩	٤٥	٦,١٧٨	٩,٢٤٤
٢٠	٦,٣٠٠	٩,٣٠٠			
			٤٦	٦,٠٤٣	٩,٤٣٥
٢١	٦,٠٩٥	٩,٢٣٨	٤٧	٦,١٦٨	٩,٣١٩
٢٢	٦,٠٩١	٩,٠٩١	٤٨	٦,١٦٧	٩,١٢٥
٢٣	٦,٢٤٨	٩,٣٩١	٤٩	٦,٠٤١	٩,١٨٤
٢٤	٦,٢٥٠	٩,٢٥٠	٥٠	٦,٠٤٠	٩,١٦٠
٢٥	٦,٠٨٠	٨,٩٦٠			

تابع : ملحق (١٤)

القيم النظرية فى اختبار تحليل التباين من الدرجة الثانية – لفريدمان

م : عدد الاختيارات = ٤

ن	مستوي الدلالة ٠,٠٥	مستوي الدلالة ٠,٠١
٢	٦,٠٠٠	
٣	٧,٤٠٠	٩,٠٠٠
٤	٧,٥٠٠	٩,٦٠٠
٥	٧,٥٥٠	٩,٩٦٠
٦	٧,٦٠٠	١٠,٢٠٠
٧	٧,٨٠٠	١٠,٥٤٠
٨	٧,٦٥٠	١٠,٥٠٠
٩	٧,٦٦٧	١٠,٧٢٠
١٠	٧,٦٨٠	١٠,٦٨٠
١١	٧,٦٩١	١٠,٧٥٠
١٢	٧,٧٠٠	١٠,٨٠٠
١٣	٧,٨٠٠	١٠,٨٥٠
١٤	٧,٨١٤	١٠,٨٩٠
١٥	٧,٨٢٠	١٠,٩٢٠
١٦	٧,٨٢٥	١٠,٩٥٠
١٧	٧,٨٣٠	١١,٠٥٠
١٨	٧,٧٣٣	١٠,٩٣٠
١٩	٧,٨٣٣	١١,٠٢٠
٢٠	٧,٨٧٣	١١,١٠٠
٢١	٧,٨٨٣	١١,٠٦٠
٢٢	٧,٩٠٠	١١,٠٧٠

م : عدد الاختيارات = ٥

ن	مستوي الدلالة ٠,٠٥	مستوي الدلالة ٠,٠١
٢	٧,٦٠٠	٨,٠٠٠
٣	٨,٥٣٣	١٠,٢٣٠
٤	٨,٨٠٠	١١٠,٢٠٠
٥	٨,٩٦٠	١١,٦٨٠
٦	٩,٠٦٧	١١,٨٧٠
٧	٩,١٤٣	١٢,١١٠
٨	٩,٢٠٠	١٢,٣٠٠

م : عدد الاختيارات = ٦

ن	مستوي الدلالة ٠,٠٥	مستوي الدلالة ٠,٠١
٢	٩,٣٥٧	٩,٩٢٩
٣	٩,٨٥٧	١١,٧٦٠
٤	١٠,٣٩٠	١٢,٨٢٠

ملحق (١٥) جدول القيم الحرجة
لاختبار – جونكهير (جو) فى حالة ثلاث عينات مستقلة

يستخدم هذا الجدول إذا كانت كل من $ن_١$ ، $ن_٢$ ، $ن_٣$ أقل من ٦ حيث ($ن_١$) ترمز إلى عدد الملاحظات فى العينة الأكبر

			مستوي الدلالة (α) ذيل واحد				
			٠,١٠٠	٠,٠٥٠	٠,٠٢٥	٠,٠١٠	٠,٠٠٥
			مستوي الدلالة (α) ذيلين				
$ن_١$	$ن_٢$	$ن_٣$	٠,٢٠٠	٠,١٠٠	٠,٠٥٠	٠,٠٢٠	٠,٠١٠
٢	١	١	٥				
٢	٢	١	٦	٨			
٢	٢	٢	٨	١٠	١٢		
٣	١	١	٧	٧			
٣	٢	١	٩	٩	١١		
٣	٢	٢	١٠	١٢	١٤	١٦	١٦
٣	٣	١	٩	١١	١٣	١٥	
٣	٣	٢	١١	١٥	١٧	١٩	٢١
٣	٣	٣	١٣	١٧	١٩	٢٣	٢٣
٤	١	١	٧	٩			
٤	٢	١	١٠	١٢	١٤	١٤	
٤	٢	٢	١٢	١٤	١٦	١٨	٢٠
٤	٣	١	١١	١٣	١٥	١٧	١٩
٤	٣	٢	١٤	١٦	٢٠	٢٢	٢٤
٤	٣	٣	١٥	١٩	٢٣	٢٥	٢٧
٤	٤	١	١٤	١٦	١٨	٢٢	٢٢
٤	٤	٢	١٦	٢٠	٢٢	٢٦	٢٨
٤	٤	٣	١٨	٢٢	٢٦	٣٠	٣٢

تابع : ملحق (١٥) جدول القيم الحرجة

لاختبار - جونكهير (جو) فى حالة ثلاث عينات مستقلة

يستخدم هذا الجدول إذا كانت كل من $ن_1$ ، $ن_2$ ، $ن_3$ أقل من ٦ حيث ($ن_1$) ترمز إلى عدد الملاحظات فى العينة الأكبر

			مستوى الدلالة (α) ذيل واحد				
			٠,١٠٠	٠,٠٥٠	٠,٠٢٥	٠,٠١٠	٠,٠٠٥
			مستوى الدلالة (α) ذيلين				
$ن_1$	$ن_2$	$ن_3$	٠,٢٠٠	٠,١٠٠	٠,٠٥٠	٠,٠٢٠	٠,٠١٠
٤	٤	٤	٢٠	٢٤	٢٨	٣٢	٣٦
٥	١	١	٩	١١	١١		
٥	٢	١	١٤	١٦	١٦	١٨	
٥	٢	٢	١٤	١٦	١٨	٢٢	٢٢
٥	٣	١	١٣	١٥	١٩	٢١	٢٣
٥	٣	٢	١٥	١٩	٢١	٢٥	٢٧
٥	٣	٣	١٧	٢١	٢٥	٢٩	٣١
٥	٤	١	١٥	١٩	٢١	٢٥	٢٧
٥	٤	٢	١٨	٢٢	٢٤	٢٨	٣٠
٥	٤	٣	١٩	٢٥	٢٩	٣٣	٣٥
٥	٤	٤	٢٢	٢٨	٣٢	٣٦	٤٠
٥	٥	١	١٧	٢١	٢٥	٢٧	٣١
٥	٥	٢	١٩	٢٥	٢٧	٣٣	٣٥
٥	٥	٣	٢١	٢٧	٣١	٣٧	٩٣
٥	٥	٤	٢٥	٣١	٣٥	٤١	٤٥
٥	٥	٥	٢٧	٣٣	٣٩	٤٥	٤٩

ملحق (١٦) قيم معامل الارتباط الرباعى المناظرة لقيم معامل فاى (φ)

لتقدير قيم معامل الارتباط الرباعى بمعلومية قيمة معامل فاى (φ) يكفى الحصول على قيمة معامل فاى وقراءة القيمة المناظرة لمعامل الارتباط الرباعى ($ر_ر$) المدونة فى الجدول .

φ	$ر_ر$	φ	$ر_ر$	φ	$ر_ر$	φ	$ر_ر$
٠,٠٠٠	٠,٠٠٠	٠,١٠٥	٠,١٦٤	٠,٢١٠	٠,٣٢٤	٠,٣١٥	٠,٤٧٥
٠,٠٠٥	٠,٠٠٨	٠,١١٠	٠,١٧٢	٠,٢١٥	٠,٣٣١	٠,٣٢٠	٠,٤٨٢
٠,٠١٠	٠,٠١٦	٠,١١٥	٠,١٨٠	٠,٢٢٠	٠,٣٣٩	٠,٣٢٥	٠,٤٨٩
٠,٠١٥	٠,٠٢٤	٠,١٢٠	٠,١٨٧	٠,٢٢٥	٠,٣٤٦	٠,٣٣٠	٠,٤٩٦
٠,٠٢٠	٠,٠٣١	٠,١٢٥	٠,١٩٥	٠,٢٣٠	٠,٣٥٤	٠,٣٣٥	٠,٥٠٢
٠,٠٢٥	٠,٠٣٩	٠,١٣٠	٠,٢٠٣	٠,٢٣٥	٠,٣٦١	٠,٣٤٠	٠,٥,٩
٠,٠٣٠	٠,٠٤٧	٠,١٣٥	٠,٢١١	٠,٢٤٠	٠,٣٦٨	٠,٣٤٥	٠,٥١٦
٠,٠٣٥	٠,٠٥٥	٠,١٤٠	٠,٢١٨	٠,٢٤٥	٠,٣٧٥	٠,٣٥٠	٠,٥٢٣
٠,٠٤٠	٠,٠٦٣	٠,١٤٥	٠,٢٢٦	٠,٢٥٠	٠,٣٨٣	٠,٣٥٥	٠,٥٢٩
٠,٠٤٥	٠,٠٧١	٠,١٥٠	٠,٢٣٤	٠,٢٥٥	٠,٣٩٠	٠,٣٦٠	٠,٥٣٦
٠,٠٥٠	٠,٠٧٩	٠,١٥٥	٠,٢٤١	٠,٢٦٠	٠,٣٩٧	٠,٣٦٥	٠,٥٤٢
٠,٠٥٥	٠,٠٨٦	٠,١٦٠	٠,٢٤٩	٠,٢٦٥	٠,٤٠٤	٠,٣٧٠	٠,٥٤٩
٠,٠٦٠	٠,٠٩٤	٠,١٦٥	٠,٢٥٦	٠,٢٧٠	٠,٤١٢	٠,٣٧٥	٠,٥٥٦
٠,٠٦٥	٠,١٠٢	٠,١٧٠	٠,٢٦٤	٠,٢٧٥	٠,٤١٩	٠,٣٨٠	٠,٥٦٢
٠,٠٧٠	٠,١١٠	٠,١٧٥	٠,٢٧١	٠,٢٨٠	٠,٤٢٦	٠,٣٨٥	٠,٥٦٩
٠,٠٧٥	٠,١١٨	٠,١٨٠	٠,٢٧٩	٠,٢٨٥	٠,٤٣٣	٠,٣٩٠	٠,٥٧٥
٠,٠٨٠	٠,١٢٥	٠,١٨٥	٠,٢٨٧	٠,٢٩٠	٠,٤٤٠	٠,٣٩٥	٠,٥٨١
٠,٠٨٥	٠,١٣٣	٠,١٩٠	٠,٢٩٤	٠,٢٩٥	٠,٤٤٧	٠,٤٠٠	٠,٥٨٨
٠,٠٩٠	٠,١٤١	٠,١٩٥	٠,٣٠٢	٠,٣٠٠	٠,٤٥٤	٠,٤٠٥	٠,٥٩٤
٠,٠٩٥	٠,١٤٩	٠,٢٠٠	٠,٣٠٩	٠,٣٠٥	٠,٤٦١	٠,٤١٠	٠,٦٠٠
٠,١٠٠	٠,١٥٦	٠,٢٠٥	٠,٣١٧	٠,٣١٠	٠,٤٦٨	٠,٤١٥	٠,٦٠٧

تابع : ملحق (١٦) قيم معامل الارتباط الرباعى المناظرة لقيم معامل فاى (ϕ)

لتقدير قيم معامل الارتباط الرباعى بمعلومية قيمة معامل فاى (ϕ) يكفى الحصول على قيمة معامل فاى وقراءة القيمة المناظرة لمعامل الارتباط الرباعى ($ر_ر$) المدونة فى الجدول .

ϕ	ر ر	ϕ	ر ر	ϕ	ر ر	ϕ	ر ر
٠,٤٢٠	٠,٦١٣	٠,٥٧٠	٠,٧٨٠	٠,٧٢٠	٠,٩٠٥	٠,٨٧٠	٠,٩٧٩
٠,٤٢٥	٠,٦١٩	٠,٥٧٥	٠,٧٨٥	٠,٧٢٥	٠,٩٠٨	٠,٨٧٥	٠,٩٨١
٠,٤٣٠	٠,٦٢٥	٠,٥٨٠	٠,٧٩٠	٠,٧٣٠	٠,٩١١	٠,٨٨٠	٠,٩٨٢
٠,٤٣٥	٠,٦٣١	٠,٥٨٥	٠,٧٩٥	٠,٧٣٥	٠,٩١٥	٠,٨٨٥	٠,٩٨٢
٠,٤٤٠	٠,٦٣٧	٠,٥٩٠	٠,٨٠٠	٠,٧٤٠	٠,٩١٨	٠,٨٩٠	٠,٩٨٥
٠,٤٤٥	٠,٦٤٣	٠,٥٩٥	٠,٨٠٤	٠,٧٤٥	٠,٩٢١	٠,٨٩٥	٠,٩٨٦
٠,٤٥٠	٠,٦٤٩	٠,٦٠٠	٠,٨٠٩	٠,٧٥٠	٠,٩٢٤	٠,٩٠٠	٠,٩٨٨
٠,٤٥٥	٠,٦٥٥	٠,٦٠٥	٠,٨١٤	٠,٧٥٥	٠,٩٢٧	٠,٩٠٥	٠,٩٨٩
٠,٤٦٠	٠,٦٦١	٠,٦١٠	٠,٨١٨	٠,٧٦٠	٠,٩٣٠	٠,٩١٠	٠,٩٩٠
٠,٤٦٥	٠,٦٦٧	٠,٦١٥	٠,٨٢٣	٠,٧٦٥	٠,٩٣٣	٠,٩١٥	٠,٩٩١
٠,٤٧٠	٠,٦٧٣	٠,٦٢٠	٠,٨٢٧	٠,٧٧٠	٠,٩٣٥	٠,٩٢٠	٠,٩٩٢
٠,٤٧٥	٠,٦٧٩	٠,٦٢٥	٠,٨٣٢	٠,٧٧٥	٠,٩٣٨	٠,٩٢٥	٠,٩٩٣
٠,٤٨٠	٠,٦٨٥	٠,٦٣٠	٠,٨٣٦	٠,٧٨٠	٠,٩٤١	٠,٩٣٠	٠,٩٩٤
٠,٤٨٥	٠,٦٩٠	٠,٦٣٥	٠,٨٤٠	٠,٧٨٥	٠,٩٤٤	٠,٩٣٥	٠,٩٩٥
٠,٤٩٠	٠,٦٩٦	٠,٦٤٠	٠,٨٤٤	٠,٧٩٠	٠,٩٤٦	٠,٩٤٠	٠,٩٩٦
٠,٤٩٥	٠,٧٠٢	٠,٦٤٥	٠,٨٤٩	٠,٧٩٥	٠,٩٤٩	٠,٩٤٥	٠,٩٩٦
٠,٥٠٠	٠,٧٠٧	٠,٦٥٠	٠,٨٥٣	٠,٨٠٠	٠,٩٥١	٠,٩٥٠	٠,٩٩٧
٠,٥٠٥	٠,٧١٣	٠,٦٥٥	٠,٨٥٧	٠,٨٠٥	٠,٩٥٣	٠,٩٥٥	٠,٩٩٨
٠,٥١٠	٠,٧١٨	٠,٦٦٠	٠٠٨٦١	٠,٨١٠	٠,٩٥٦	٠,٩٦٠	٠,٩٩٨
٠,٥١٥	٠,٧٢٤	٠,٦٦٥	٠,٨٦٥	٠,٨١٥	٠,٩٥٨	٠,٩٦٥	٠,٩٩٩
٠,٥٢٠	٠,٧٢٩	٠,٦٧٠	٠,٨٦٩	٠,٨٢٠	٠,٩٦٠	٠,٩٧٠	٠,٩٩٩
٠,٥٢٥	٠,٧٣٤	٠,٦٧٥	٠,٨٧٣	٠,٨٢٥	٠,٩٦٣	٠,٩٧٥	٠,٩٩٩
٠,٥٣٠	٠,٧٤٠	٠,٦٨٠	٠,٨٧٦	٠,٨٣٠	٠,٩٦٥	٠,٩٨٠	٠,٩٩٩
٠,٥٣٥	٠,٧٤٥	٠,٦٨٥	٠,٨٨٠	٠,٨٣٥	٠,٩٦٧	٠,٩٨٥	١,٠٠٠
٠,٥٤٠	٠,٧٥٠	٠,٦٩٠	٠,٨٨٤	٠,٨٤٠	٠,٩٦٩	٠,٩٩٠	١,٠٠٠
٠,٥٤٥	٠,٧٥٥	٠,٦٩٥	٠,٨٨٧	٠,٨٤٥	٠,٩٧١	٠,٩٩٥	١,٠٠٠
٠,٥٥٠	٠,٧٦٠	٠,٧٠٠	٠,٨٩١	٠,٨٥٠	٠,٩٧٢		
٠,٥٥٥	٠,٧٦٦	٠,٧٠٥	٠,٨٦٩	٠,٨٥٥	٠,٩٧٤		
٠,٥٦٠	٠,٧٧١	٠,٧١٠	٠,٨٩٨	٠,٨٦٠	٠,٩٧٦		
٠,٥٦٥	٠,٧٧٦	٠,٧١٥	٠,٩٠٢	٠,٨٦٥	٠,٩٧٨		

ملحق (١٧) القيم الحرجة لاختبار التتابع (التلاحقات) لوالد– والف وتيز للمقارنة بين عينتين

القيم الحرجة المدونة فى الجدول تناظر القيم المختلفة لكل من ن١ ، ن٢ فعند استخدام عينتين تكون القيمة التى تساوى أو تقل عن القيمة الموضحة فى الجدول دالة إحصائياً عند مستوى ٠,٠٥

ن١ \ ن٢	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١١	١٢	١٣	١٤	١٥	١٦	١٧	١٨	١٩	٢٠
٢											٢	٢	٢	٢	٢	٢	٢	٢	٢
٣					٢	٢	٢	٢	٢	٢	٢	٢	٢	٣	٣	٣	٣	٣	٣
٤				٢	٢	٢	٣	٣	٣	٣	٣	٣	٣	٣	٤	٤	٤	٤	٤
٥			٢	٢	٣	٣	٣	٣	٣	٤	٤	٤	٤	٤	٤	٤	٥	٥	٥
٦		٢	٢	٣	٣	٣	٣	٤	٤	٤	٤	٤	٥	٥	٥	٥	٥	٦	٦
٧		٢	٢	٣	٣	٣	٤	٤	٥	٥	٥	٥	٥	٦	٦	٦	٦	٦	٦
٨		٢	٣	٣	٣	٤	٤	٥	٥	٥	٦	٦	٦	٦	٦	٧	٧	٧	٧
٩		٢	٣	٣	٤	٤	٥	٥	٥	٦	٦	٦	٧	٧	٧	٧	٨	٨	٨
١٠		٢	٣	٣	٤	٥	٥	٥	٦	٦	٧	٧	٧	٧	٨	٨	٨	٨	٩
١١		٢	٣	٤	٤	٥	٥	٦	٦	٧	٧	٧	٨	٨	٨	٩	٩	٩	٩
١٢	٢	٢	٣	٤	٤	٥	٦	٦	٧	٧	٧	٧	٨	٨	٩	٩	٩	١٠	١٠
١٣	٢	٢	٣	٤	٥	٥	٦	٦	٧	٧	٨	٨	٩	٩	٩	١٠	١٠	١٠	١٠
١٤	٢	٢	٣	٤	٥	٥	٦	٧	٧	٨	٨	٨	٩	٩	١٠	١٠	١٠	١١	١١
١٥	٢	٣	٣	٤	٥	٦	٦	٧	٧	٨	٨	٨	٩	١٠	١٠	١١	١١	١١	١٢
١٦	٢	٣	٤	٤	٥	٦	٦	٧	٨	٨	٩	٩	١٠	١٠	١١	١١	١١	١٢	١٢
١٧	٢	٣	٤	٤	٥	٦	٧	٧	٨	٩	٩	٩	١٠	١١	١١	١١	١٢	١٢	١٣
١٨	٢	٣	٤	٥	٥	٦	٧	٨	٨	٩	٩	٩	١٠	١١	١١	١٢	١٢	١٣	١٣
١٩	٢	٣	٤	٥	٦	٦	٧	٨	٨	٩	١٠	١٠	١١	١١	١٢	١٢	١٣	١٣	١٣
٢٠	٢	٣	٤	٥	٦	٦	٧	٨	٩	٩	١٠	١٠	١١	١٢	١٢	١٣	١٣	١٣	١٤

ملحق (١٨) الاحتمالات فى اختبار الاتجاه

ملحوظة : تحت كل عمود لـ ن يجب وضع علامة عشرية علي يسار القيمة

ن = ١١	س
٠٠١	٨
٠٠٢	٩
٠٠٣	١٠
٠٠٥	١١
٠٠٨	١٢
٠١٣	١٣
٠٢٠	١٤
٠٣٠	١٥
٠٤٣	١٦
٠٦٠	١٧
٠٨٢	١٨
١٠٩	١٩
١٤١	٢٠
١٧٩	٢١
٢٢٣	٢٢
٢٧١	٢٣
٣٢٤	٢٤
٣٨١	٢٥
٤٤٠	٢٦
٥٠٠	٢٧

ن = ١٢	س
٠٠١	١١
٠٠٢	١٢
٠٠٣	١٣
٠٠٤	١٤
٠٠٧	١٥
٠١٠	١٦
١٠٦	١٧
٠٢٢	١٨
٠٣١	١٩
٠٤٣	٢٠
٠٥٨	٢١
٠٧٦	٢٢
٠٩٨	٢٣
١٢٥	٢٤
١٥٥	٢٥
١٩٠	٢٦
٢٣٠	٢٧
٢٧٣	٢٨
٣١٩	٢٩
٣٦٩	٣٠
٤٢٠	٣١
٤٧٣	٣٢

ن = ١٠	س
٠٠١	٦
٠٠٢	٧
٠٠٥	٨
٠٠٨	٩
٠١٤	١٠
٠٢٢	١١
٠٣٦	١٢
٠٥٤	١٣
٠٧٨	١٤
١٠٨	١٥
١٤٦	١٦
١٩٠	١٧
٢٤٢	١٨
٣٠٠	١٩
٣٤٦	٢٠
٤٢١	٢١
٥٠٠	٢٢

ن = ١٣	س
٠٠١	١٤
٠٠١	١٥
٠٠٢	١٦
٠٠٣	١٧
٠٠٥	١٨
٠٠٧	١٩
٠١١	٢٠
٠١٥	٢١
٠٢١	٢٢
٠٢٩	٢٣
٠٣٨	٢٤
٠٥٠	٢٥
٠٦٤	٢٦
٠٨٢	٢٧
٠١٢	٢٨
١٢٦	٢٩
١٥٢	٣٠
١٨٤	٣١
٢١٨	٣٢
٢٥٥	٣٣
٢٩٥	٣٤
٣٣٨	٣٥
٣٨٢	٣٦
٤٢٩	٣٧
٤٧٦	٣٨

ن = ٩	س
٠٠١	٤
٠٠٢	٥
٠٠٦	٦
٠١٢	٧
٠٢٢	٨
٠٢٨	٩
٠٦٠	١٠
٠٩٠	١١
١٣٠	١٢
١٧٩	١٣
٢٣٨	١٤
٣٠٦	١٥
٣٨١	١٦
٤٦٠	١٧

ن = ١٤	س
٠٠١	١٨
٠٠٢	١٩
٠٠٢	٢٠
٠٠٣	٢١
٠٠٥	٢٢
٠٠٧	٢٣
٠١٠	٢٤
٠١٣	٢٥
٠١٨	٢٦
٠٢٤	٢٧
٠٣١	٢٨
٠٤٠	٢٩
٠٥١	٣٠
٠٦٣	٣١
٠٧٩	٣٢
٠٩٦	٣٣
١١٧	٣٤
١٤٠	٣٥
١٦٥	٣٦
١٩٤	٣٧
٢٢٥	٣٨
٢٥٩	٣٩
٢٩٥	٤٠
٣٣٤	٤١
٣٧٤	٤٢
٤١٥	٤٣
٤٥٧	٤٤
٥٠٠	٤٥

ن = ٨	س
٠٠١	٢
٠٠٣	٣
٠٠٧	٤
٠١٦	٥
٠٣١	٦
٠٥٤	٧
٠٨٩	٨
١٣٨	٩
١٩٩	١٠
٢٧٤	١١
٣٦٠	١٢
٤٥٢	١٣

ن = ١٥	س
٠٠١	٢٣
٠٠٢	٢٤
٠٠٣	٢٥
٠٠٤	٢٦
٠٠٦	٢٧
٠٠٨	٢٨
٠١٠	٢٩
٠١٤	٣٠
٠١٨	٣١
٠٢٣	٣٢
٠٢٩	٣٣
٠٣٧	٣٤
٠٤٦	٣٥
٠٥٧	٣٦
٠٧٠	٣٧
٠٨٤	٣٨
١٠١	٣٩
١٢٠	٤٠
١٤١	٤١
١٦٤	٤٢
١٩٠	٤٣
٢١٨	٤٤
٢٤٨	٤٥
٢٧٩	٤٦
٣١٣	٤٧
٣٤٩	٤٨
٣٨٥	٤٩
٤٢٣	٥٠
٤٦١	٥١
٥٠٠	٥٢

ن = ٧	س
٠٠١	١
٠٠٥	٢
٠١٥	٣
٠٣٥	٤
٠٦٨	٥
١١٩	٦
١٩١	٧
٢٨١	٨
٢٨٦	٩
٥٠٠	١٠

ن = ١٦	س
٠٠١	٢٧
٠٠٢	٢٨
٠٠٢	٢٩
٠٠٣	٣٠
٠٠٤	٣١
٠٠٦	٣٢
٠٠٨	٣٣
٠١٠	٣٤
٠١٣	٣٥
٠١٦	٣٦
٠٢١	٣٧
٠٢٦	٣٨
٠٣٢	٣٩
٠٣٩	٤٠
٠٤٨	٤١
٠٥٨	٤٢
٠٧٠	٤٣
٠٨٣	٤٤
٠٩٧	٤٥
١١٤	٤٦
١٣٣	٤٧
١٥٣	٤٨
١٧٥	٤٩
١٩٩	٥٠
٢٢٥	٥١
٢٥٢	٥٢
٢٨٢	٥٣
٣١٣	٥٤
٣٤٥	٥٥
٣٧٨	٥٦
٤١٢	٥٧
٤٤٧	٥٨
٤٨٢	٥٩

ن = ٦	س
٠٠١	٠
٠٠٨	١
٠٢٨	٢
٠٦٨	٣
١٣٦	٤
٢٢٥	٥
٣٦٠	٦
٥٠٠	٧

ن = ١٧	س
٠٠١	٣٢
٠٠٢	٣٣
٠٠٢	٣٤
٠٠٣	٣٥
٠٠٤	٣٦
٠٠٥	٣٧
٠٠٧	٣٨
٠٠٩	٣٩
٠١١	٤٠
٠١٤	٤١
٠١٧	٤٢
٠٢١	٤٣
٠٢٦	٤٤
٠٣٢	٤٥
٠٣٨	٤٦
٠٤٦	٤٧
٠٥٤	٤٨
٠٦٤	٤٩
٠٧٦	٥٠
٠٨٨	٥١
١٠٢	٥٢
١١٨	٥٣
١٣٥	٥٤
١٥٤	٥٥
١٧٤	٥٦
١٩٦	٥٧
٢٢٠	٥٨
٢٤٥	٥٩
٢٧١	٦٠
٢٩٩	٦١
٣٢٨	٦٢
٣٥٨	٦٣
٣٨٨	٦٤
٤٢٠	٦٥
٤٥٢	٦٦
٤٨٤	٦٧

ن = ٥	س
٠٠٨	٠
٠٤٢	١
١١٧	٢
٢٤٢	٣
٤٠٨	٤

ن = ١٨	س
٠٠١	٣٨
٠٠٢	٣٩
٠٠٣	٤٠
٠٠٣	٤١
٠٠٤	٤٢
٠٠٥	٤٣
٠٠٧	٤٤
٠٠٩	٤٥
٠١١	٤٦
٠١٣	٤٧
٠١٦	٤٨
٠٢٠	٤٩
٠٢٤	٥٠
٠٢٩	٥١
٠٣٤	٥٢
٠٤١	٥٣
٠٤٨	٥٤
٠٥٦	٥٥
٠٦٦	٥٦
٠٧٦	٥٧
٠٨٨	٥٨
١٠٠	٥٩
١١٥	٦٠
١٣٠	٦١
١٤٧	٦٢
١٦٥	٦٣
١٨٤	٦٤
٢٠٥	٦٥
٢٢٧	٦٦
٢٥٠	٦٧
٢٧٥	٦٨
٣٠٠	٦٩
٣٢٧	٧٠
٣٥٤	٧١
٣٨٢	٧٢
٤١١	٧٣
٤٤١	٧٤
٤٧٠	٧٥
٥٠٠	٧٦

ن = ٤	س
٠٤٢	٠
١٦٧	١
٣٧٥	٢

ن = ١٩	س
٠٠١	٤٣
٠٠٢	٤٤
٠٠٢	٤٥
٠٠٢	٤٦
٠٠٣	٤٧
٠٠٤	٤٨
٠٠٥	٤٩
٠٠٦	٥٠
٠٠٨	٥١
٠١٠	٥٢
٠١٢	٥٣
٠١٤	٥٤
٠١٧	٥٥
٠٢١	٥٦
٢٥	٥٧
٠٢٩	٥٨
٠٣٤	٥٩
٠٤٠	٦٠
٠٤٧	٦١
٠٥٤	٦٢
٠٦٢	٦٣
٠٧٢	٦٤
٠٨٢	٦٥
٠٩٣	٦٦
١٠٥	٦٧
١١٩	٦٨
١٣٣	٦٩
١٤٩	٧٠
١٦٦	٧١
١٨٤	٧٢
٢٠٣	٧٣
٢٢٣	٧٤
٢٤٥	٧٥
٢٦٧	٧٦
٢٩٠	٧٧
٣١٤	٧٨
٣٣٩	٧٩
٣٦٥	٨٠
٣٩١	٨١
٤١٨	٨٢
٤٤٥	٨٣
٤٧٣	٨٤
٥٠٠	٨٥

ن = ٣	س
١٦٧	٠
٥٠٠	١

ن = ٢٠	س
٠٠١	٥٠
٠٠٢	٥١
٠٠٢	٥٢
٠٠٣	٥٣
٠٠٤	٥٤
٠٠٥	٥٥
٠٠٦	٥٦
٠٠٧	٥٧
٠٠٨	٥٨
٠١٠	٥٩
٠١٢	٦٠
٠١٤	٦١
٠١٧	٦٢
٠٢٠	٦٣
٠٢٣	٦٤
٠٢٧	٦٥
٠٣٢	٦٦
٠٣٧	٦٧
٠٤٣	٦٨
٠٤٩	٦٩
٠٥٦	٧٠
٠٦٤	٧١
٠٧٣	٧٢
٠٨٣	٧٣
٠٩٣	٧٤
١٠٤	٧٥
١١٧	٧٦
١٣٠	٧٧
١٤٤	٧٨
١٥٩	٧٩
١٧٦	٨٠
١٩٣	٨١
٢١١	٨٢
٢٣٠	٨٣
٢٥٠	٨٤
٢٧١	٨٥
٢٩٣	٨٦
٣١٥	٨٧
٣٣٩	٨٨
٣٦٢	٨٩
٣٨٧	٩٠
٤١١	٩١
٤٣٦	٩٢
٤٦٢	٩٣
٤٨٧	٩٤

المراجـــع العربيـة

١ – حامد العبد (١٩٨٦) : الإحصاء النفسى التربوى . المنيا : دار حراء

٢ – رمزية الغريب (١٩٨٥) : القياس اللابارامترى فى العلوم السلوكية ، القاهرة : الإنجلو المصرية .

٣ – زكريا الشربينى (١٩٩٠) : الإحصاء اللابارامترى فى العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية . القاهرة : الأنجلو المصرية .

٤ – زكريا الشربينى (١٩٩١) : دلالة التشتت الكيفى ونسبة التركز ل: جينى ، . دراسات تربوية ، ج ٣٢ – المجلد السادس . القاهرة : رابطة التربية الحديثة

٥ – زكريا الشربينى (١٩٩٥) : الإحصاء وتصميم التجارب فى البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية ، القاهرة : الانجلو المصرية .

٦ – صالح العساف (١٩٨٩) : المدخل إلى البحث فى العلوم السلوكية ، الرياض : العبيكان للطباعة والنشر.

٧ – عبد الجبار توفيق (١٩٨٥) : التحليل الإحصائى فى البحوث التربوية والنفسية والاجتماعية . الكويت : مؤسسة الكويت للتقدم العلمى .

٨ – عبد القادر عطية (١٩٩٨) : الاقتصاد القياسى بين النظرية والتطبيق ، الاسكندرية : الدار الجامعية

٩ – فؤاد البهى السيد (١٩٧٨) : علم النفس الإحصائى وقياس العقل البشرى ، القاهرة : دار الفكر العربى .

١٠ – مصطفى زايد (١٩٨٨) : الإحصاء ووصف البيانات ، مطابع الشريف .

١١ – محمد أبو يوسف (١٩٨٩) : الإحصاء فى البحوث العملية ، القاهرة : المكتبة الاكاديمية .

المراجع الأجنبية

REFERENCES

1 - Aron, E. (1998) : Statistics for Psychology. New York : McGraw - Hill.

2 - Aron, E. (1999) : Statistics for the Behavioral and Social Sciences. New York : Prentice Hall;

3 - Blalok, H. (1979) : Social statistics. Tokoy : McGraw - Hill.

4 - Bock, R. (1975) : Multivariate statistical Methods in Behavioral Research. New York : McGraw - Hill, Inc.

5- Boharnstedt, G. and Knoke, D.(1982) : Statistics for social Data Analysis. F. E. Peacock pubishers, Inc.

6 - Camilli, G. and Hopkins, k. (1978) : Application of chi-square to 2 x 2 contingency tables with small expected frequencies. psychology Bulletin, 85, pp.163 - 167.

7 - Conover, W. (1980) : Practical Nonparametric statistics. New york : John wiley and sins, Inc.

8 - Ferguson, G. (1981) : Statistical Analysis. in psychology and Education.. London : McGraw - Hill.

9 - Ferguson, G. and Takane, y. (2000) : Statistical Analysis in psychology and Education . New york : McGraw - Hill.

10 - Gibbons, J. (1976) : Nonparametric Methods for Quantitative Analysis. New york : Holt, Rinehart and winston. Inc.

11 - Glass, G and Hopkins, K. (1984) : Statistical Methods in Education and Research. New Jersey : prentice - Hall, INC.

12 - Gottfried, E. and Marilyn, D. (1990) : Introduction to statistics : The Nonparametric way. New York : Springer - Verlag.

13 - Gravetter, F. and Wallnau, L. : (2000) : Statistics for the Behavioral Sciences . New York : Brooks/ cole Publishing Company.

14 - Guilford, J. and Benjamin, F. (1978) : Fundamental statistics in psychology and Education . Tokyo : McGraw hill .

15 - Hays, W. (1981) : Statistics. New York : Holt, Rinehart and Winston, Inc.

16 - Hinkle, D., Wiersma, W.and Jurs, S. (1979) : Applied statistics for the Behavioral Sciences. Chicago : Rand - Mc Nally

17 - Hollander, M. and wolfe, D. (1973) : Nonparametric statistical Methods.New york : willey.

18 - Hollander, M. and wolfe, D. (1999) : Nonparametric Statistical Methods . New York : McGraw-Hill .

19 - kaplan, R. and Saccuzzo, D. (1982) : Psychological Testing : Principles, Application, Issues. California : Books/ cole publishing company.

20 - Kerlinger, F. (1964) : Foundation of Behavioral Research.

21 - kerlinger, F. and Pedhazur. E. (1973) : Multiple regression in Behavioral research. New York : Holt, Rinchart and winston, Inc.

22 - Kidder, L. (1981) : Research Methods in social Relations. New York : Holt, Rinehart and winston, Inc.

23 - Kurtz, A. and Mayo. S. (1979) : Statistical Methods in Education and Psychology. New York : Springer - Verlag.

24 - Lapin, L. (1980) : Statistics : Meaning and Methods. New York : Harcourt Blace Jonanorrich, Inc.

25 - Leach, C. (1979) : Introducation to statistics : A Nonparametric Approach for the social Sciences. New York : wiley .

26 - Martinez - pons, M.(1996) : Research in the Social Sciences and Education. university Press of America .

27 - Martinez - Pons, M.(1999) : Statistics in modern Research : Applications in the social Sciences and Education . University Press of America.

28 - Mendenhall, W., Mc Clave, J. and Ramey, M.(1977) : Statistics for psychology. New York : wadsworth publishing company, Inc.

29 - Mendenhall, W., and Ott, R. (1976) : Understanding statistics. N.Scituate Mass. : Duxbury press.

30 - Morigutis, M. et al. (1992) The Role of Statisticians. International statistical Review. Vol. 60,3 pp. 227 - 247.

31 - Pagano, R. (1981) : Understanding statistics in the behavioral Sciences. St paul : west publishing.

32 - Popham, W. (1980) : Modern Educational Measurement. N. J. : Prentice. Hill, Inc.

33 - Rudas, T. (1997) : Odds Ratios in the Analysis of Contingency Tables . New york : McGraw-Hill .

34 - Sidney, S. (1965) : Nonparametric statistics for the Behavioral sciences. New York : McGraw - Hill.

35 - Siegel, S. (1956) : Nonparametric statistics for the Behavioral sciences. New York : McGraw Hill.

36 - Shoughnessy, J. and Zechmeister, E. (1990) : Research Methods in Psycholog . New York : McGraw - Hill.

37- Sprent, p. (1992) : Applied Non - parametric statistical Methods . New York : CRC - Press, LLC.

38 - Steel, R. and Torrie, J. (1980) : Principles and procedures of statistics : A. Biometrical Approach. New York : McGraw Hill.

39 - Tomlinson, S. and Quinn, R.(1997) : Understanding Conditional Probability . Teaching Statistics, Vol19,pp.2-7.